METRON

RIVISTA INTERNAZIONALE DI STATISTICA — REVUE INTERNATIONALE DE STATISTIQUE
INTERNATIONAL REVIEW OF STATISTICS — INTERNATIONALE STATISTISCHE ZEITSCHRIFT
REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADISTICA

DIRETTORE PROPRIETARIO — DIRECTEUR ET PROPRIÉTAIRE
EDITOR AND PROPRIETOR — HERAUSGEBER UND EIGENTHÜMER
DIRECTOR Y PROPIETARIO

Prof. Dott. Corrado Gini, *della Università di Roma*

AMMINISTRATORE — ADMINISTRATEUR — MANAGER — VERWALTER — ADMINISTRADOR

Dott. Franco Mariani, *Istituto di Statistica della Università di Roma*

SEGRETARI DI REDAZIONE — SECRÉTAIRES DE RÉDACTION
EDITORIAL SECRETARIES — REDACTIONSSECRETAERE — SECRETARIOS DE LA REDACCIÓN

Dott. C. Benedetti, Prof. T. Salvemini
Istituto di Statistica della Università di Roma

Vol. XVIII - N. 3-4 **31-VII-1957**

SOMMARIO-SOMMAIRE-CONTENTS-INHALT-SUMARIO

Corrado Gini. *Sui limiti della invertibilità delle relazioni statistiche* . . pag. 1
M.J. Mittmann. *On the variance of the integral of an empirical function* . » 15
Vittorio Castellano. *Contributi alle teorie della correlazione e della connessione tra due variabili* . . . . . » 25
Corrado Gini. *Postilla sugli indici di connessione* . . . . . » 80
J.C. Koop. *A general method of working out linear estimates of population totals from sample data of human populations on a tabulator* . . » 87
Carlo Benedetti. *Di alcune disuguaglianze collegate al campo di variazione di indici statistici* . . . . . » 102
Corrado Gini. *Medie di serie dipendenti da due caratteri sconnessi* . » 126
Stefania Gatti, *Sui limiti di alcune medie nel caso di successioni a più limiti* » 136
Bibliografia . . . . . » 146

ROMA

AMMINISTRAZIONE DEL « METRON »

UNIVERSITÀ — ISTITUTO DI STATISTICA

ARTICOLI GIUNTI ALLA RIVISTA CHE VERRANNO PUBBLICATI NEI PROSSIMI NUMERI (*secondo l'ordine di arrivo*).

ARTICLES RECEIVED BY THE REVIEW WHICH WILL BE PUBLISHED IN FUTURE ISSUES (*according to date of receipt*).

ARTICULOS LLEGADOS A LA REVISTA QUE SE PUBLICARÁN EN LOS PROXIMOS NUMEROS (*según el orden de su llegada*).

ARTICLES REÇUS PAR LA REVUE ET À PARAÎTRE PROCHAINEMENT (*d'après la date de reception*).

ARTIKEL DIE AN DIE ZEITSCHRIFT ANGELANGT SIND UND WELCHE IN DEN FOLGENDEN NUMMERN ERSCHEINEN WERDEN (*nach der Reihenfolge des Eingangs*).

C. GINI, C. VITERBO, C. BENEDETTI, A. HERZEL. — *Problemi di transvariazione inversa.*

C. BENEDETTI. — *Il coefficiente di correlazione del Bravais come funzione non moltiplicativa.*

A. HERZEL. — *Influenza del raggruppamento in classi sulla probabilità e sulla intensità di transvariazione.*

A.R. KAMAT. — *Contributions to the theory of Statistics based on the first and second successive differences.*

Z.W. BIRNBAUM. — *On an inequality due to S. Gatti.*

Gli Autori degli articoli inviati per la pubblicazione nella Rivista rinunciano in favore della medesima alla proprietà letteraria degli articoli stessi, qualora vengano pubblicati.

Les Auteurs des articles envoyés à la Revue, pour y être publiés, renoncent, en faveur de celle-ci, à la proprieté littéraire de leurs articles, s'ils sont acceptés.

The Authors of papers sent for publication in the Review are supposed to give up their copyright in favour of the Review if the papers are published.

Die Verfasser der zur Veröffentlichung in der Zeitschrift zugesandten Aufsätze, werden, falls selbige veröffentlicht werden, auf ihre Verfasserrechte zu Gusten der Zeitschrift verzichten mussen.

Los Autores de los artículos enviados para su publicación en « Metron » renuncian su propriedad a favor de la Revista cuando los artículos sean publicados.

CORRADO GINI

Sui limiti della invertibilità delle relazioni statistiche [1]

1. — Parlando recentemente all'Istituto Henri Poincaré sulla inversione delle relazioni tra due fenomeni statistici (che qui indicheremo con θ e t) mettevo in luce come, per che una relazione sia statisticamente invertibile, sia necessario e sufficiente che la linea di regressione di θ su t coincida con la linea di regressione di t su θ [2]. Ciò generalmente si ritiene impossibile, così che, se questa opinione risultasse fondata, ne discenderebbe che la inversione statistica di una relazione tra due fenomeni è sempre impossibile.

Alcuni anni fa, però, nel 1943, [3] avendo sottoposto a controllo la nota tesi di R. A. Fisher sulla probabilità inversa, ero venuto alla conclusione che la inversione statistica è possibile a certe condizioni che, per quanto molto diverse e molto più difficili a realizzarsi di quelle latissime indicate dal Fisher, tuttavia non sono in pratica affatto impossibili e, in ogni modo, sono ammissibili in teoria e anzi correntemente ammesse in un

---

[1] Questo articolo riproduce una comunicazione presentata al Seminario di Statistica dell'Istituto di Statistica dell'Università di Roma, riunione del 24 giugno 1954. È stato aggiunto il § 4.

[2] Vedi la conferenza su *Les problèmes de l'inversion statistique, II : Procédés non classiques*, tenuta il 28 aprile 1954. Questa conferenza insieme a tre altre tenute allo stesso Istituto e a due tenute all'Istituto di Statistica dell'Università di Parigi è stata pubblicata negli « Annales de l'Institut Henri Poincaré », tome XIV, fascicule IV, 1955, in una memoria comprensiva dal titolo *Sur quelques questions fondamentales de statistique* (pagg. 245-364). Il passo, a cui ci si richiama nel testo, è a pag. 330. Vedi pure in argomento, la comunicazione *Statistical relations and their inversions* in « Review of the It. Stat. Institute », 1947 ; tradotta in tedesco su « Schweizerische Zeitschrift für Volkswivtschaft und Statistik », 83 Jahrg., H 2, 1947, con una postilla in 84 Jahrg., H. 4, 1948.

[3] Vedi la comunicazione *Sulla probabilità inversa nel caso di grandezze a distribuzione costante*, in « Atti della VI e VII Riunione scientifica » della Società Italiana di statistica, Roma, Gennaio e Giugno 1943.

caso particolare, seguendo Gauss, nella teoria degli errori accidentali (1).

Come conciliare tali conclusioni apparentemente contraddittorie ?

* * *

2. — Dobbiamo anzitutto esaminare se è fondata l'affermazione che le due linee di regressione tra due fenomeni statistici θ e t non possano mai coincidere.

Parlando di due fenomeni statistici θ e t, intendo che a un valore individuale $\dot{\theta}$ di θ corrispondono diversi valori di t e che a un valore individuale $\dot{t}$ di t corrispondono diversi valori di θ.

In un diagramma cartesiano (Fig. 1) portiamo sull'asse delle ascisse i vari valori di θ e, in corrispondenza ad ogni valore individuale $\dot{\theta}$ di θ, rappresentiamo sull'ordinata, innalzata dal punto di ascissa $\dot{\theta}$, i diversi punti che rappresentano i diversi valori di t corrispondenti a $\dot{\theta}$, la cui media $\bar{t}_{\dot{\theta}}$ costituisce un punto della linea di regressione di t su θ.

Ora — si domanda — questo punto può far parte anche della linea di regressione di θ su t ? Basterebbe per ciò che esso corrispondesse alla media $\bar{\theta}_{\dot{t}'''}$ dei valori di θ corrispondenti al valore $\dot{t}''' = \bar{t}_{\dot{\theta}}$ di t, come è indicato nel diagramma, ossia che detta media $\bar{\theta}'''_{\dot{t}}$ fosse $= \dot{\theta}$.

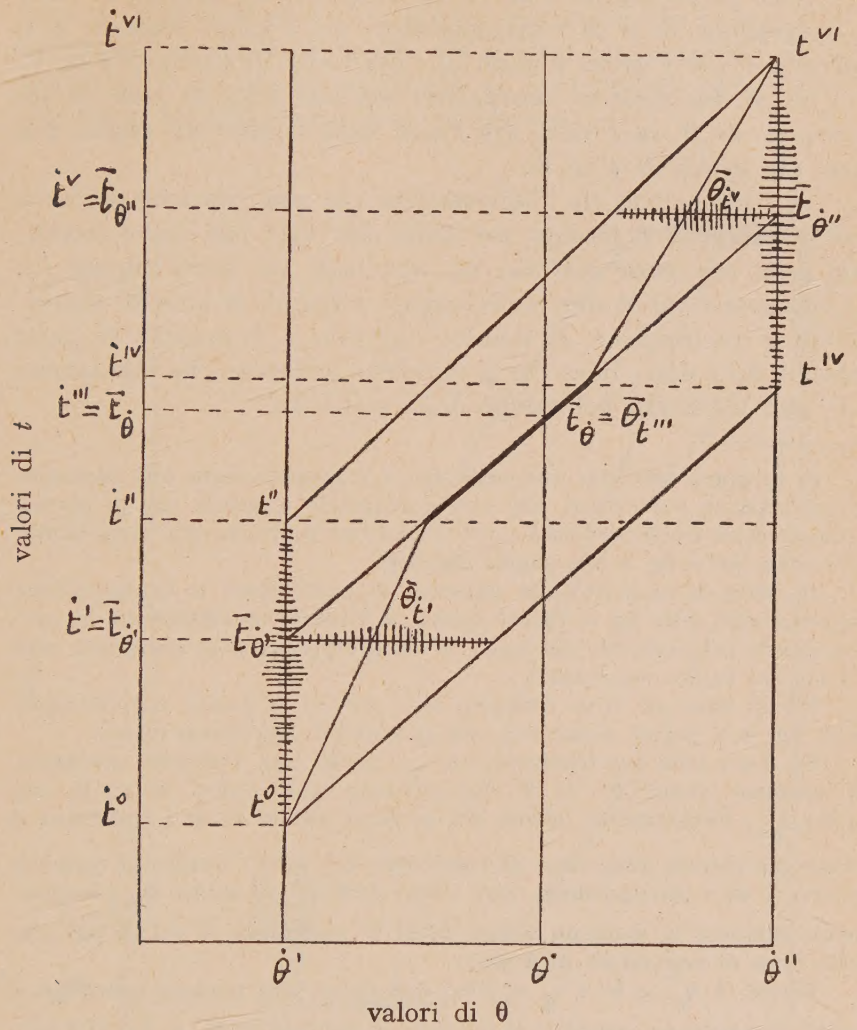
Se non che ci si può render conto facilmente che ciò non può verificarsi per i valori estremi di θ. Effettivamente, al valore massimo $\dot{\theta}''$ di θ corrisponderanno vari valori di t con una media $\bar{t}_{\dot{\theta}''}$, ma questa non potrà corrispondere alla media $\bar{\theta}_{\dot{t}^{\mathrm{v}}}$ dei valori di θ corrispondenti al valore $\dot{t}^{\mathrm{v}} = \bar{t}_{\dot{\theta}''}$, perchè tutti i detti valori possibili di θ sono necessariamente inferiori o tutt'al più uguali a $\dot{\theta}''$.

Analogamente, la media $\bar{t}_{\dot{\theta}'}$ dei valori di t corrispondenti al valore minimo $\dot{\theta}'$ di θ non può corrispondere alla media $\bar{\theta}_{\dot{t}'}$ dei

---

(1) Vedi la memoria *Os fundamentos e o alcance do metodo estadistico*, in « Revista brasileira de Estadistica », Ano IX, n. 35, 1948, pag. 329 e anche le citate conferenze all'Istituto Poincaré, pag. 324.

valori di θ corrispondenti al valore $\dot{t}' = \bar{t}_{\dot{\theta}'}$ perchè tutti i detti valori di θ sono superiori o tutt'al più uguali a $\dot{\theta}'$.



(Fig. 1)

Si intende facilmente che la impossibilità sopra messa in luce vale in pratica, non solo per i valori estremi di θ, ma anche per valori prossimi a questi estremi.

Se ne deduce che *le due linee di regressione possono bensì coincidere per la loro parte intermedia, ma non per le parti estreme.*

Nelle parti estreme esse necessariamente divaricano, la linea di regressione di θ su t mantenendosi, per i valori massimi di t, più alta e, per i valori minimi di t più bassa di quella di t su θ.

Se le due linee si interpolano con due rette, la retta di regressione di θ su t farà con l'asse delle ascisse un angolo più forte che quella di t su θ.

Se ne conclude che l'*affermazione che una relazione statistica non è invertibile è fondata nel senso che essa può essere invertibile nella sua parte centrale, ma non nelle sue parti estreme* (1).

L'ipotesi che le due distribuzioni, e quindi le linee di regressione, si prolunghino all'infinito equivale a trascurare le parti estreme delle dette linee (2). È superfluo avvertire che tale ipotesi non può verificarsi nel campo della statistica.

---

(1) Si potrà osservare che nella fig. 1 è rappresentata una superficie di correlazione particolare, che non corrisponde a quella che in pratica si incontra più frequentemente e che si conforma piuttosto alla rappresentazione data nella fig. 2 alla pagina seguente.

Ho dato di proposito alla superficie di correlazione la configurazione rappresentata dalla fig. 1 perchè questa si riferisce specificamente al caso considerato nel paragrafo che segue, in cui θ rappresenta la grandezza vera e t un suo valore osservato.

Ma in base ad altre configurazioni (per es. a quella rappresentata nella fig. 2 a pagina seguente), non si arriva a conclusioni diverse.

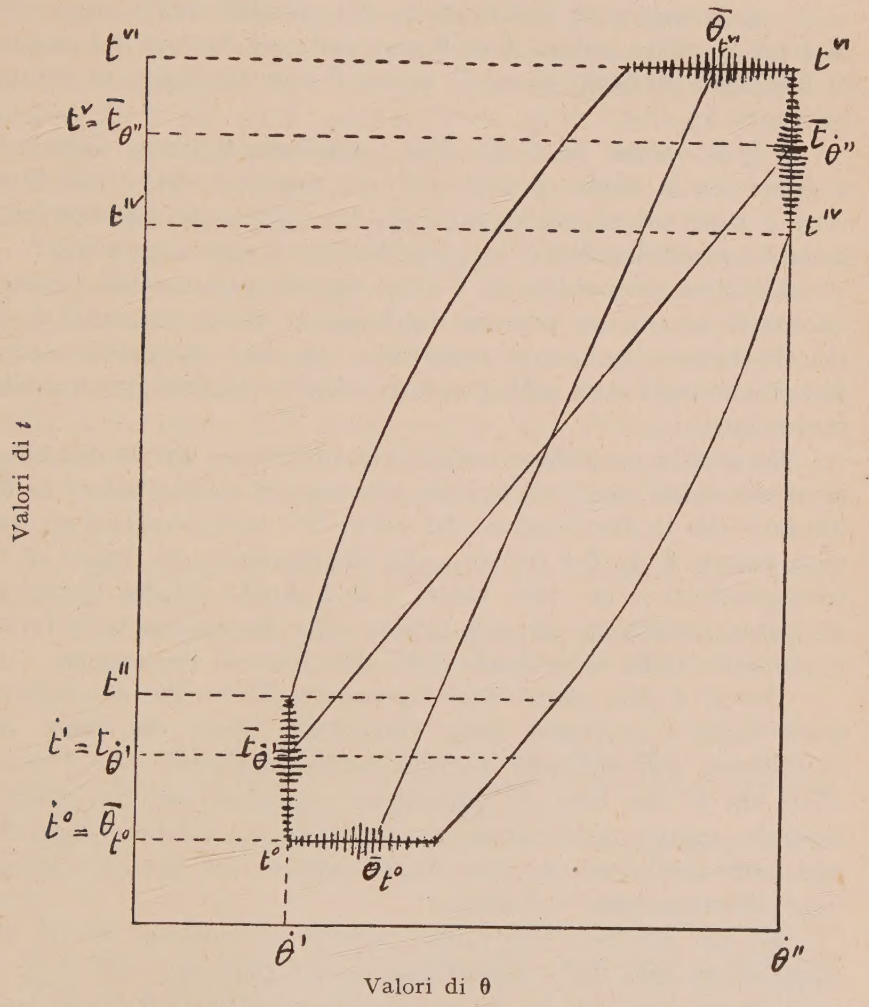
Se θ e t sono due fenomeni tra cui passa una relazione statistica, al massimo valore $\dot{\theta}''$ di θ corrispondono vari valori di t, la cui media $\bar{t}_{\dot{\theta}''}$, forzatamente minore del massimo valore t^{VI} di t, costituisce il valore più elevato della linea di regressione di t su θ, mentre al massimo valore t^{VI} di t corrispondono vari valori di θ, la cui media $\dot{\theta}_{t^{VI}}$, forzatamente inferiore al massimo valore $\dot{\theta}''$ di θ, costituisce il valore più alto della linea di regressione di θ su t.

Poichè è $\bar{\theta}_{t^{VI}} < \dot{\theta}''$ e $\bar{t}_{\dot{\theta}''} < t^{VI}$ i due valori non possono coincidere e quindi non possono coincidere le due linee di regressione di t su θ e di θ su t.

(2) Tale ipotesi è implicita nella nota di MAURICE GIRAULT: *Droites de régression confondues*, presentata all'Accademia delle Scienze di Parigi dopo che questa nostra comunicazione era stata presentata al Seminario di Statistica dell'Istituto di Statistica dell'Università di Roma (« Comptes rendus des séances de l'Academie des Sciences », t. 239, p. 1266-1267, séance du 15 novembre 1954).

* * *

3. — Se ora ci si riferisce alla dimostrazione della invertibilità, sotto certe condizioni, delle relazioni statistiche, che avevamo dato nel 1943, ci si rende conto che, tra le altre condizioni in essa contemplate, vi era anche quella che la invertibilità fosse limitata alla parte centrale della linea di regressione.



(Fig. 2)

Noi avevamo invero dimostrato che, chiamando $\dot{\theta}$ un dato valore vero, che si suppone noto, di una grandezza θ e t un possibile valore osservato di $\dot{\theta}$ e supposto che si sappia che vi è la probabilità P che un valore osservato t superi un dato valore $\dot{t}$, si può asserire che vi è la probabilità $\pi = P$ che, essendosi osservato il detto valore $\dot{t}$, il valore possibile θ della corrispondente grandezza vera resti inferiore a $\dot{\theta}$, alle condizioni che

a) la curva di distribuzione dei possibili valori osservati di t per un dato valore $\dot{\theta}$ di θ non varii col variare del valore di $\dot{\theta}$ almeno nei limiti in cui il valore $\dot{\theta}$ può dar luogo al valore osservato $\dot{t}$;

b) il valore possibile della grandezza θ possa assumere *a priori* con la stessa probabilità uno qualsiasi dei valori inferiori o superiori al valore noto $\dot{\theta}$, dai quali — data la distribuzione dei possibili valori di t — può derivare il valore osservato $\dot{t}$.

L'ipotesi che i valori di θ siano ugualmente possibili almeno nel tratto in cui essi possono dar luogo al valore osservato $\dot{t}$, è manifestamente un'ipotesi restrittiva che non interviene nella discussione testè fatta sulla possibile coincidenza delle due linee di regressione.

Da questa condizione e dall'altra condizione che la distribuzione dei valori osservati di t sia identica per ciascun valore di $\dot{\theta}$, discende che la distribuzione dei valori di t corrispondenti ad un dato valore $\dot{\theta}$ di θ è identica alla distribuzione dei valori di θ corrispondenti a un dato valore $\dot{t}$ di t. Anche questa ipotesi è un'ipotesi restrittiva, che non ricorre nella discussione testé fatta a proposito della coincidenza delle due linee di regressione.

Devesi d'altra parte tener presente che, nella discussione testé fatta a proposito della coincidenza delle due linee di regressione, noi abbiamo genericamente affermato che è possibile che le due linee di regressione coincidano nel loro tratto centrale, mentre nella comunicazione del 1943 noi abbiamo specificato certe condizioni; verificandosi le quali le due linee di regressione effettivamente coincidono.

Ma qui interessa soprattutto mettere in evidenza che la dimostrazione data nella comunicazione del 1943 vale solo entro i limiti in cui siano ugualmente possibili tutti i valori di θ dai quali — data la distribuzione dei valori di t per ogni valore $\dot{\theta}$ di θ — po-

trebbe derivare il valore osservato $\dot{t}$. L'inversione è quindi possibile per valori di $\dot{t}$ compresi tra il valore $\dot{t}^{IV}$, che rappresenta il minimo dei valori di t che può derivare da $\dot{\theta}''$ (massimo valore di θ), da una parte, e, dall'altra, il valore $\dot{t}''$ che rappresenta il massimo valore di $\dot{t}$ che può derivare da $\dot{\theta}'$ (minimo valore di θ). Un valore osservato di $\dot{t}$ che sia più elevato di $\dot{t}^{IV}$ non darebbe luogo ad inversione perchè non sono possibili valori di θ maggiori di $\dot{\theta}''$ dai quali esso dovrebbe poter derivare, e analogamente non darebbe luogo ad inversione un valore osservato di $\dot{t}$ meno elevato di $\dot{t}''$ perchè non sono possibili valori di θ minori di $\dot{\theta}'$ dai quali esso dovrebbe poter derivare.

Ora, sono appunto codesti i limiti entro cui la linea di regressione di θ su t può coincidere con la linea di regressione di t su θ in conformità al diagramma cartesiano.

La nostra dimostrazione del 1943 conferma dunque che la inversione non è valida per tutti i valori osservati di t, precisa qual'è l'intervallo dei valori osservati di t entro cui l'inversione può essere valida ed enuncia un sistema di ipotesi *sufficiente*[1] perchè, entro tale intervallo, l'inversione sia valida. In tali ipotesi, l'intervallo va dal valore di $\dot{t}''$ al valore di $\dot{t}^{IV}$, dove $\dot{t}^{IV}$ è uguale al valore massimo $\dot{t}^{VI}$, che può assumere t, diminuito del campo di variazione $c = \dot{t}^{VI} - \dot{t}^{IV} = \dot{t}'' - \dot{t}^{0}$ che, a parità di un dato valore vero $\dot{\theta}$,

---

[1] Tale sistema di ipotesi è *sufficiente*, non necessario. Altro sistema di ipotesi sufficiente è il seguente :

α) la curva di distribuzione dei logaritmi dei possibili valori osservati di t per un dato valore $\dot{\theta}$ di θ non varii col variare di θ, almeno nei limiti in cui θ può dar luogo al valore osservato $\dot{t}$;

β) il logaritmo del valore possibile della grandezza θ possa assumere *a priori* con la stessa probabilità uno qualsiasi dei valori inferiori o superiori al logaritmo del valore noto $\dot{\theta}$, dai quali, data la distribuzione dei possibili valori di t, può derivare il valore osservato $\dot{t}$.

Ammesso il sistema di ipotesi α) e β) è autorizzato il passaggio dall'indice di variabilità di un campione all'indice di variabilità della massa, passaggio che non è invece autorizzato nel sistema di ipotesi *a*) e *b*).

Vedasi, in proposito, la citata conferenza all'Istituto Poincaré, pag. 321 e, per maggiori particolari, l'articolo *Del passaggio dall'indice di variabilità di un campione all'indice di variabilità della massa*, pubblicato in « Metron », Vol. XVI, n. 1-2, 1951, che riproduce una comunicazione presentata al Seminario di Statistica della Università di Roma il 23 giugno 1946.

presentano i possibili valori di t, e $\dot{t}''$ è uguale al valore minimo $\dot{t}^0$, che può assumere t, aumentato del detto campo di variazione c. L'intervallo entro cui, in tali ipotesi, l'inversione è valida è, in altre parole, uguale al campo di variazione di tutti i possibili valori di t, diminuito del doppio del campo di variazione dei valori che t può assumere a parità di θ.

* * *

4. — Nella seduta del Seminario di Statistica in cui fu trattato questo argomento, venne sollevato il dubbio che, almeno teoricamente, possa concepirsi la coincidenza delle due rette di regressione quando si ha una superficie di correlazione che si restringe passando dai valori centrali ai valori estremi di θ, finchè al massimo e al minimo valore di θ corrisponde un solo valore di t, come per es. è rappresentato nella fig. 3. È difficile però

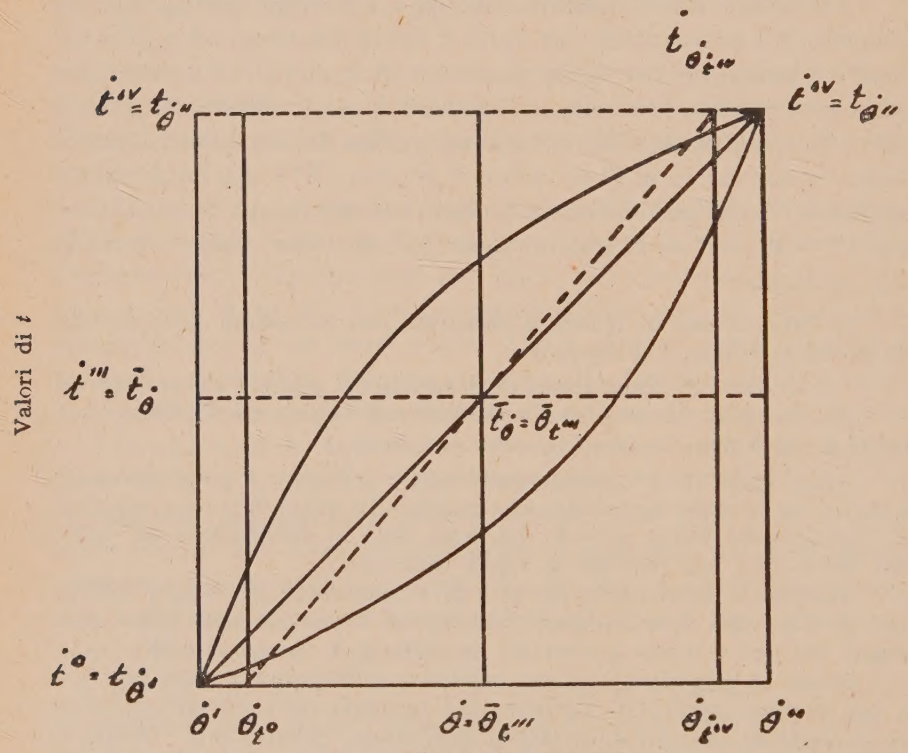


Fig. 3

vedere come tale coincidenza potrebbe verificarsi per tutti i valori di θ e di t. (1)

Si potrebbe obiettare che il teorema di Bernoulli, nella nota ipotesi della equiprobabilità delle cause, è invertibile e pensare che la distribuzione delle frequenze osservate in funzione delle probabilità possa appunto rappresentarsi con una figura del tipo della 3, in cui θ stia ad indicare la probabilità e t la frequenza osservata. La invertibilità del teorema di Bernoulli starebbe appunto a significare che la distribuzione dei valori di θ, che corrispondono a un dato valore $\dot{t}$ di t, può essere uguale alla distribuzione dei valori di t che corrispondono a un dato valore $\dot{\theta}$ di θ.

Se non che è da osservare in proposito che la dimostrazione della inversione del teorema di Bernoulli nell'ipotesi della equiprobabilità delle cause è fatta misurando gli scostamenti dal valore più probabile, e non dal valore probabile o medio. (2)

Ora, in tal caso, la linea dei valori più probabili della t in funzione della θ corrisponde alla linea dei valori più probabili della θ in funzione della t. Effettivamente ad una data probabilità $\dot{\theta}$ corrisponde il valore più probabile $\bar{t} = \dot{\theta}$ della frequenza osservata e del pari ad una frequenza osservata $\dot{t}$ corrisponde il valore più probabile della probabilità $\bar{\theta} = \dot{t}$.

Invece la linea di regressione di t su θ, che dà i valori probabili o medi della t in funzione della θ, non corrisponde alla linea di regressione di θ su t, che dà i valori medi della θ in funzione di t. Infatti, mentre il valore probabile $\bar{t}$ della frequenza osservata è uguale alla probabilità data $\dot{\theta}$, il valore probabile $\bar{\theta}$ della probabilità non è uguale alla frequenza osservata $\dot{t}$; se la frequenza osservata è $\dot{t} = \frac{m}{n}$ (dove m rappresenta il numero dei casi verificatisi ed n il numero di tutte le osserva-

---

(1) Alla conclusione che non possa verificarsi arriva, prendendo in esame il dubbio suddetto, il prof. V. CASTELLANO nella memoria *Sulla teoria della cosidetta inferenza statistica* uscita, mentre sto correggendo queste bozze, sulla « Rivista Italiana di Economia e Demografia Statistica », gennaio-giugno 1955.

(2) Vedi E. CZUBER, *Wahrscheinlichkeitsrechnung*, Vierte Auflage, Teubner, Leipzig-Berlin, 1924, pag. 204.

zioni), il valore probabile della probabilità corrispondente è $\bar{\theta} = \frac{m+1}{n+2}$.

Nella figura 3, mentre sulla diagonale $\dot{\theta}' \dot{t}_{\dot{\theta}''}$ si dispongono le frequenze medie corrispondenti alle probabilità θ, i valori probabili delle probabilità θ corrispondenti alle frequenze osservate $t = \frac{m}{n}$, supposto $n = 10$, si dispongono sulla retta $\dot{\theta}_{t^0} \dot{t}_{\dot{\theta}_{t^{IV}}}$. Le due rette di regressione, quindi, divergono per tutto il loro decorso, salvo, naturalmente, nel punto $\bar{t}_{\dot{\theta}} = \bar{\theta}_{t^{III}}$ in cui si incrociano.

* * *

5. — Il rigore della dimostrazione dell'invertibilità delle relazioni statistiche basata sul sistema di ipotesi *a*) *b*) o α) β) non è contestabile, nè, che io sappia, contestato. Ma qualche autore pensa che tali ipotesi siano « di assai difficile realizzazione ». (1)

Non pare si sia tenuto presente che, come io avevo esplicitamente notato (cfr. la pubblicazione citata nella nota a pag. 2), il sistema di ipotesi *a*) *b*), su cui basavo la mia dimostrazione, è analogo, ma meno restrittivo, di quello su cui Gauss si era fondato per dimostrare l'inversione della probabilità degli errori accidentali di osservazione. Gauss infatti supponeva, non solo le ipotesi *a*) *b*), ma anche una terza ipotesi *c*), che la curva di distribuzione fosse precisamente la curva normale che da lui poi ha preso il nome.

Quando si calcola, come correntemente si fa, la probabilità che un certo errore di osservazione sia accidentale, si ammette che si realizzi un caso particolare del sistema di ipotesi da me considerato e si trova ciò tanto naturale che neppure ci si accorge delle ipotesi che si fanno.

Anche all'infuori del campo degli errori di osservazione, non è difficile trovare casi in cui le due linee di regressione praticamente coincidono nella loro parte centrale.

---

(1) B. Colombo, *Intorno al metodo degli intervalli di confidenza ed alla teoria dei testi per ipotesi statistiche di J. Neyman ed E.S. Pearson*, in « Giornale degli Economisti e Annali di Economia » Novembre-Dicembre 1953.

Un esempio è offerto dai numeri indici quinquennali della popolazione delle regioni italiane. I dati sono raccolti nella tabella 1 e rappresentati, insieme agli indici relativi a tutta l'Italia nei confini attuali, nel diagramma relativo (fig. 4). Essi si presterebbero a considerazioni interessanti sulla dinamica della popolazione delle varie parti d'Italia, che però esulerebbero dal tema che qui ci occupa.

Se, mediante un'interpolazione lineare, si calcolano le date che, per le varie regioni, corrispondono agli indici 85, 85,... 165 e se ne fanno le medie ponderate, si ottengono i dati raccolti nella tabella 2. Ad essa corrisponde la linea di regressione *CD* degli anni sugli indici, che nella fig. 5 è rappresentata con una linea tratteggiata e messa a confronto con la linea di regressione *AB* degli indici sugli anni, ivi rappresentata con una linea continua.

Come si vede, in tutta la parte centrale del diagramma, che va dall'anno 1886 al 1946 e dall'indice 83,5 al 125,2, le due linee di regressione praticamente coincidono, ma nelle parti estreme divergono decisamente.

Interpolando le due rette di regressione, che nella fig. 5 sono rappresentate con le linee più leggere $\alpha\,\beta$ e $\gamma\,\delta$, queste risultano fortemente divergenti.

Applicando il metodo dei minimi quadrati, la retta di regressione $\alpha\ \beta$ dei numeri indici sugli anni risulta.

$$y = 0{,}6694\,x - 1179{,}1581$$

mentre la retta di regressione $\gamma\,\delta$ degli anni sui numeri indici risulta :

$$y = 0{,}7813\,x + 1831{,}8161\ (^1)$$

---

(1) Devo alla cortesia del Prof. Antonino Giannone e del Dott. Franco Giusti, dell'Istituto Centrale di Statistica, sia la preparazione delle tavole 1 e 2, sia la costruzione dei grafici 4 e 5 e il calcolo delle due rette di regressione.

I grafici 1, 2 e 3 furono invece disegnati dal Rag. Roberto Incarnati.

TAVOLA I

Numeri indici della popolazione ai vari anni, fatta = 100 la media del periodo 1871-1951

REGIONI	1871	1876	1881	1886	1891	1896	1901	1906	1911	1916	1921	1926	1931	1841	1941	1946	1951
Piemonte	86,7	89,2	91,7	93,8	95,8	97,7	99,3	100,0	102,7	104,8	101,2	102,9	104,8	105,4	107,5	107,6	108,8
Lombardia. . . .	71,3	73,6	75,9	79,2	82,4	85,7	89,1	93,4	99,8	105,4	105,6	110,3	115,6	120,9	126,4	130,0	135,2
Liguria	70,0	72,1	74,0	77,9	81,8	85,9	89,9	93,8	99,9	107,8	109,9	114,1	118 7	122,3	125,6	126,7	129,3
Veneto	74,9	77,2	79,5	81,9	84,2	86,5	89,1	93,8	100,6	108,1	109,7	111,4	113,5	118,0	121,6	123,3	126,5
Emilia.	77,2	78,5	79,8	82,3	84,8	87,3	89,9	93,2	98,5	106,1	107,8	111,1	114,9	118,7	121,7	122,8	125,2
Toscana	79,6	80,9	82,1	85,4	88,7	92,0	95,0	96,9	100,8	106,0	105,4	107,7	110,7	113,3	116,6	117,9	120,6
Marche	82,1	83,2	84,1	87,0	90,0	92,7	95,2	95,8	98,3	103,6	103,0	106,1	109,6	113,5	116,8	118,2	121,2
Umbria	76,5	77,8	79,1	82,7	86,2	89,8	92,9	93,8	96,4	103,1	103,9	107,9	112,6	117,3	122,5	125,8	130,5
Lazio	60,8	62,5	64,2	68,5	73,0	77,5	81,7	83,7	87,5	95,9	98,7	109,8	121,9	136,8	148,2	158,2	170,5
Abruzzi e Molise.	87,7	89,0	90,1	92,4	94,7	96,8	98,3	97,2	97,9	99,8	96,0	100,9	106,3	110,9	112,9	113,3	115,0
Campania	78,6	81,0	83,2	85,2	87,1	89,0	90,7	92,2	95,5	99,1	97,3	103,9	111,1	116,7	123,9	129,2	136,2
Puglia e Basilicata	68,7	71,9	75,2	78,3	81,4	84,6	87,5	89,3	93,0	96,2	94,0	100,0	106,6	112,9	120,8	126,8	134,5
Calabria.	80,6	82,3	84,0	86,1	88,1	90,0	91,6	91,9	94,0	98,3	97,1	104,5	112,6	116,9	123,0	127,0	132,6
Sicilia.	72,3	77,0	81,9	86,2	90,5	95,0	98,9	100,1	103,2	105,6	102,2	105,7	109,5	112,6	116,6	119,7	124,4
Sardegna	72,5	75,0	77,6	80,8	84,1	87,4	90,6	93,1	97,6	100,5	98,0	104,4	111,7	118,8	128,1	135,4	144,7
ITALIA.	75,9	78,2	80,5	83,5	86,4	89,4	92,2	94,5	98,8	103,8	103,0	107,4	112,3	116,9	122,0	125,2	129,9

N.B. - Popolazione riportata ai confini attuali. Nel Piemonte è compresa la Valle d'Aosta ; nel Veneto sono compresi : Trentino e Alto Adige, Veneto e Friuli, Venezia Giulia.

TAVOLA 2

Anni in funzione dei numeri indici della popolazione

REGIONI	65	75	85	95	105	115	125	135	145	155	165
Piemonte				1889,00	1932,66						
Lombardia		1879,04	1894,94	1907,40	1915,60	1930,43	1939,73	1950,81			
Liguria			1882,28	1894,90	1906,98	1914,23	1926,98	1940,09			
Veneto		1871,22	1891,74	1906,88	1913,93	1932,67	1948,66				
Emilia			1891,40	1907,70	1915,28	1931,13	1950,58				
Toscana			1885,39	1901,00	1915,04	1938,58					
Marche			1882,55	1900,60	1924,23	1938,27					
Umbria			1889,30	1908,31	1922,37	1933,55	1944,79				
Lazio	1881,93	1893,22	1907,71	1915,46	1923,84	1928,15	1932,04	1935,40	1940,30	1944,40	1948,76
Abruzzi e Molise				1891,71	1929,81	1951,00					
Campania			1885,50	1910,24	1926,76	1934,48	1942,04	1950,17			
Puglia e Basilicata		1880,70	1896,69	1914,13	1929,79	1937,33	1944,50				
Calabria			1883,28	1912,16	1926,31	1933,79	1943,50				
Sicilia		1873,87	1884,51	1896,00	1925,00	1939,52					
Sardegna		1876,00	1892,96	1908,11	1926,55	1933,50	1939,47	1945,95			
ITALIA	1881,93	1878,03	1888,59	1906,58	1922,69	1933,93	1945,69	1947,41	1940,30	1944,40	1948,76

N.B. - Popolazione riportata ai confini attuali. Nel Piemonte è compresa la Valle d'Aosta ; nel Veneto sono compresi : Trentino e Alto Adige, Veneto e Friuli, Venezia Giulia.

Riassunto

L'invertibilità delle relazioni statistiche è argomento di importanza fondamentale nella metodologia statistica perchè sull'ipotesi di tale invertibilità si fondano molti procedimenti di uso corrente da parte degli statistici moderni, tra gli altri i procedimenti che si propongono di misurare la significatività delle costanti statistiche dei campioni.

L'A. aveva già fatto rilevare (1954) che condizione necessaria e sufficiente perche una relazione tra due variabili statistiche x e y sia statisticamente invertibile è che la linea di regressione di x su y coincida con la linea di regressione di y su x.

In questo articolo si approfondisce l'argomento, esaminando se tale condizione può essere, e in che misura può essere, soddisfatta.

Si giunge alla conclusione che essa può essere soddisfatta per la parte centrale delle due linee di regressione, ma non per gli estremi di queste, precisando altresì quali sono i limiti di tale parte centrale.

Viene pure posto in luce come siffatta limitazione alla parte centrale delle linee di regressione era implicita nelle condizioni sufficienti alla invertibilità delle relazioni statistiche, enunciate in precedenti scritti (1943, 1950[1]), condizioni che rappresentano una generalizzazione di quelle enunciate da Gauss per la inversione della probabilità degli errori accidentali di osservazione.

Si mostra altresì come alla suddetta condizione non contrasti l'asserita inversione del teorema di Bernoulli nell'ipotesi della equiprobabilità delle cause.

Infine si presenta un esempio di relazione statistica (numeri indici della popolazione dell'Italia nel periodo 1871-1951) che risulta praticamente invertibile nella sua parte centrale (1886-1946).

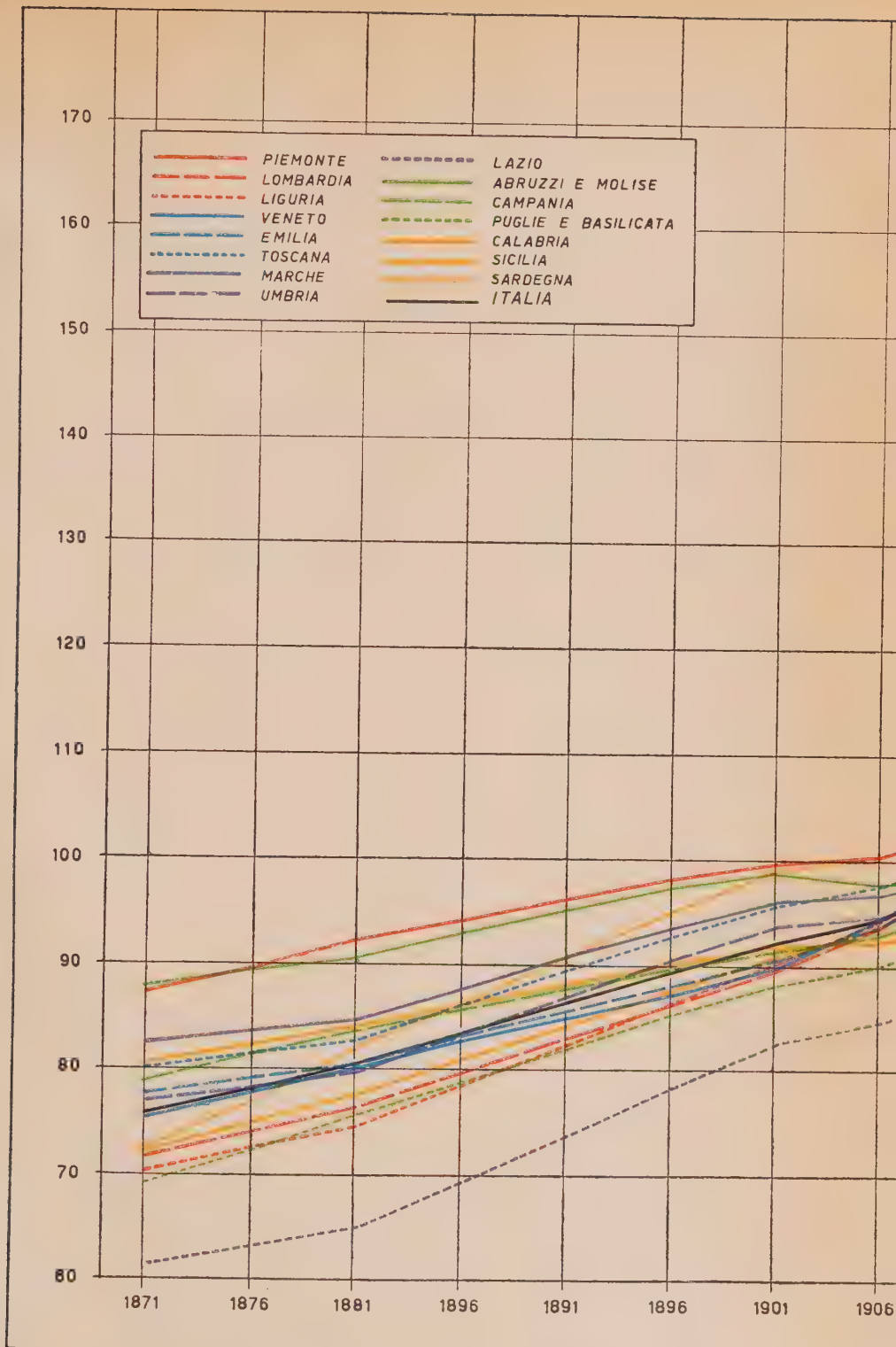
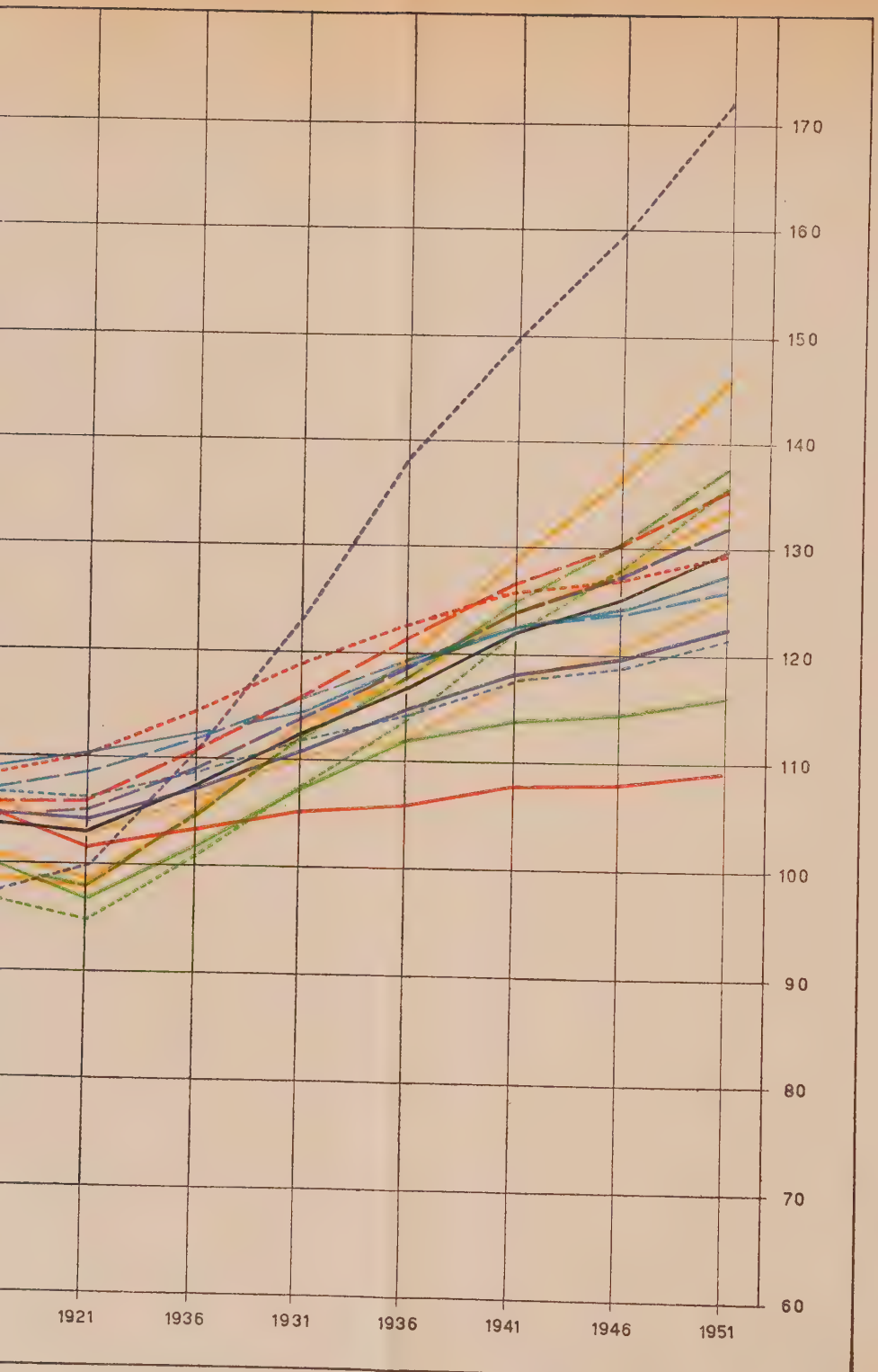


Fig. 4 - Numeri indici della popolazione delle



e dell'Italia, riportata ai confini attuali.

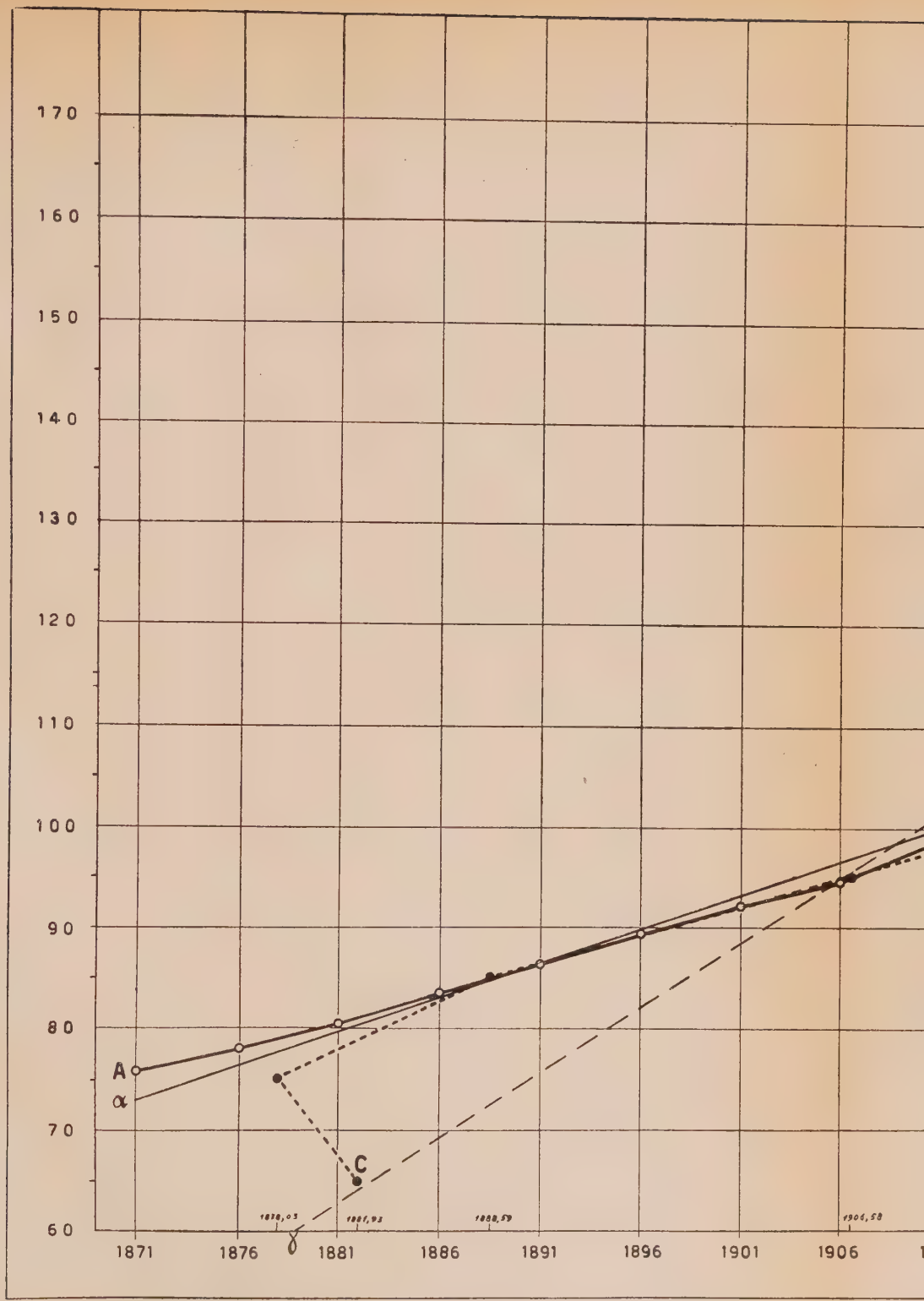
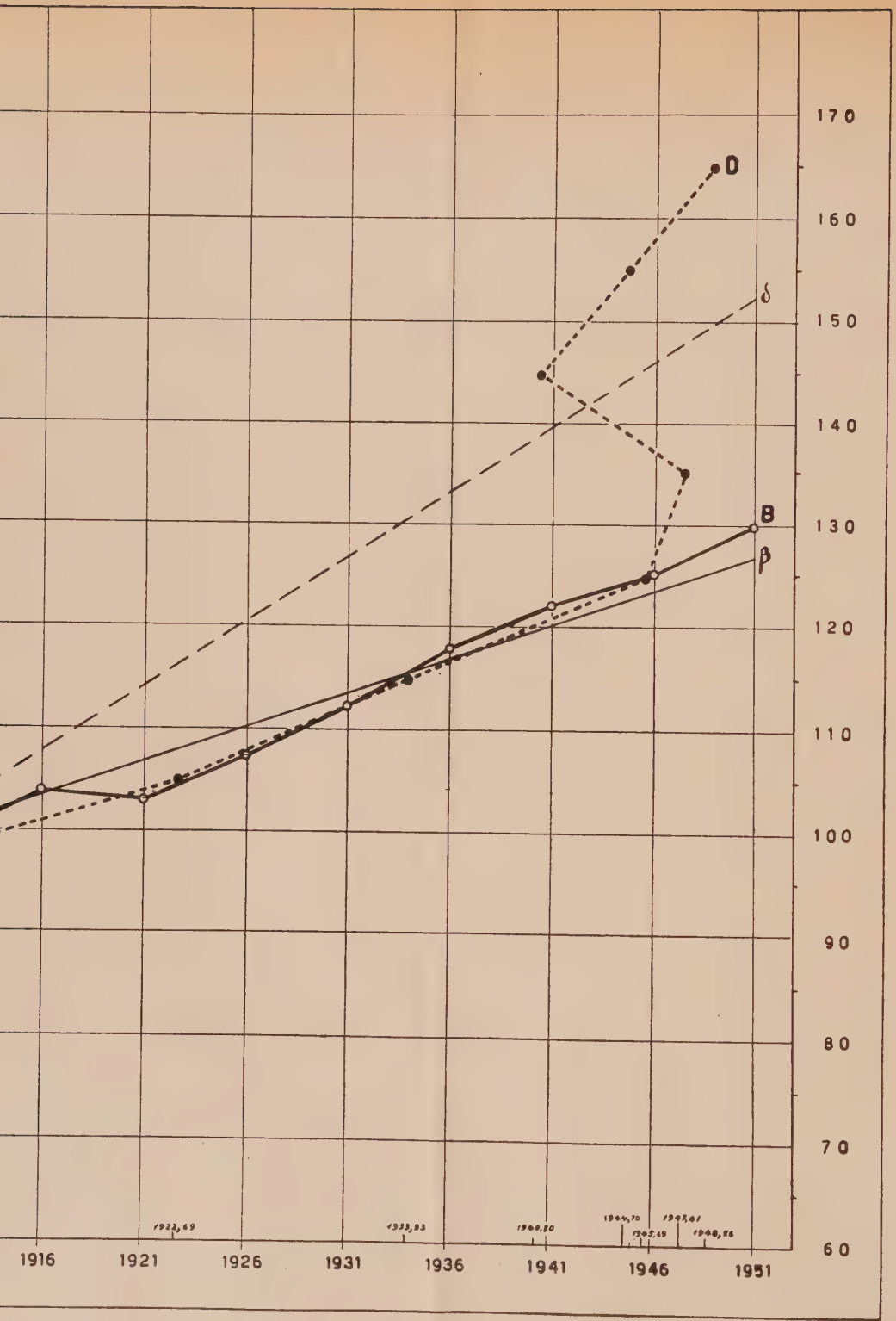


Fig. 5 - Linea di regressione effettiva (AB) e retta di regressione interpolata ($\alpha\beta$) d



eri indici sugli anni e rispettivamente (CD e $\gamma\delta$) degli anni su numeri indici.

O. M. J. MITTMANN

On the variance of the integral of an empirical function (1)

1. Suppose any empirical function $y(x)$ of the variable x observed in an interval from $x = x_0$ to $x = x_1$. We regard the arithmetic mean of the ordinates given by

$$\bar{y}(x) \equiv \frac{1}{x_1 - x_0} \int_{x_0}^{x_1} y(x)\, dx,$$

and the empirical variance of the ordinates given by

$${}_e v(x) \equiv \frac{1}{x_1 - x_0} \int_{x_0}^{x_1} [y(x) - \bar{y}(x)]^2\, dx.$$

Besides this variance we consider the more general empirical variance

$${}_e v_u(x) \equiv \frac{1}{x_1 - x_0 - u} \int_{x_0}^{x_1 - u} \left[\frac{1}{u} \int_{x}^{x+u} y(z)\, dz - \bar{y}(x) \right]^2 dx$$

for $u < x_1 - x_0$. We assume that $\lim_{x_1 \to \infty} \bar{y}(x) \equiv \bar{y}(x)_\infty$ exists, and that $\lim_{x_1 \to \infty} {}_e v_u(x) \equiv v_u$ exists for all values of u; the variance v_u is assumed to be steadily decreasing and tending to zero, as u increases and tends to infinity. The law of variance's decreasing is supposed to have the general form

$$v_u = \frac{b_1}{u} + \frac{b_2}{u^2} + \ldots + \frac{b_m}{u^m}, \qquad (1)$$

(1) Working was supported by the Max-Planck-Gesellschaft (President: Prof. Dr. O. Hahn).

where $b_1, b_2, \ldots, b_m$ are constants, and m is an arbitrary positive integer.

Putting $m = 1$ we get the simplest law of variance's decreasing $v_u = \frac{b_1}{u}$, that is to say

$$v_{\lambda u} = \frac{1}{\lambda} v_u ; \tag{2}$$

for instance, let $u = 8$, then $v_{40} = v_{5 \cdot 8} = \frac{1}{5} v_8$. Replacing u by $u/\lambda \equiv \frac{u}{\lambda}$ we may write formula (2) in the form $v_u = \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda}$; for instance, if $u = 8$, then $v_{40} = \frac{1}{5} v_{40/5} = \frac{1}{5} v_8$.

If $m = 2$, the law of variance's decreasing becomes $v_u = \frac{b_1}{u} + \frac{b_2}{u^2}$. Subtracting $\frac{1}{\lambda^2} v_{u/\lambda}$ from v_u we get $v_u - \frac{1}{\lambda^2} v_{u/\lambda} = = \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \frac{b_1}{u}$, and there remains no term with u^{-2}, but only a term with u^{-1}.

If m is arbitrary, we easily see that the expression $v_u - \frac{1}{\lambda^m} v_{u/\lambda}$ consists only of terms with $u^{-(m-1)}, u^{-(m-2)}, \ldots, u^{-2}$, and u^{-1}, i. e. this expression is of order of magnitude of $[-(m-1)]$, mathematically written : $v_u - \frac{1}{\lambda^m} v_{u/\lambda} = o[-(m-1)]$. In view of this fact we obviously get the following formula

$$\begin{aligned} v_{\lambda u} = {} & \frac{1}{\lambda} v_u + \frac{1}{\lambda^2}\left(v_u - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda}\right) \\ & + \frac{1}{\lambda^3}\left[v_u - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda} - \frac{1}{\lambda^2}\left(v_{u/\lambda} - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda^2}\right)\right] \\ & + \frac{1}{\lambda^4}\left\{v_u - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda} - \frac{1}{\lambda^2}\left(v_{u/\lambda} - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda^2}\right)\right. \\ & \qquad \left. - \frac{1}{\lambda^3}\left[v_{u/\lambda} - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2}\left(v_{u/\lambda^2} - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda^3}\right)\right]\right\} \\ & + \ldots . \end{aligned} \tag{3}$$

It is easy to verify (3). For $m = 1$ the equation (2) holds, i.e. the expression $v_{\lambda u} - \frac{1}{\lambda} v_u$ vanishes; therefore on the right side of (3) all terms except the first one vanish.

For $m = 2$ the expression $F_{\lambda u} \equiv v_{\lambda u} - \frac{1}{\lambda^2} v_u$ is of order of magnitude $o(u^{-1})$, and so, because of (2), the equation $F_{\lambda u} - \frac{1}{\lambda} F_u = o$ holds, which after reordering is the same as

$$v_{\lambda u} - \frac{1}{\lambda} v_u - \frac{1}{\lambda^2}\left(v_u - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda}\right) = o; \tag{4}$$

in consequence of (4), on the right side of (3) all terms beginning with the third one vanish, while the first term and the second one remain.

For $m = 3$ the expression $G_{\lambda u} \equiv v_{\lambda u} - \frac{1}{\lambda^3} v_u$ is of order of magnitude $o(u^{-2})$, and hence, because of (4), the equation $G_{\lambda u} - \frac{1}{\lambda} G_u - \frac{1}{\lambda^2}\left(G_u - \right.$ $\left. - \frac{1}{\lambda} G_{u/\lambda}\right) = o$ holds, i.e. after reordering

$$\begin{aligned} &v_{\lambda u} - \frac{1}{\lambda} v_u - \frac{1}{\lambda^2}\left(v_u - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda}\right) \\ &- \frac{1}{\lambda^3}\left[v_u - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda} - \frac{1}{\lambda^2}\left(v_{u/\lambda} - \frac{1}{\lambda} v_{u/\lambda^2}\right)\right] = o; \end{aligned} \tag{5}$$

on the right side of (3) all terms beginning with the fourth one vanish, while the first term, the second one, and the third one remain.

In the same way formula (3) may be verified for $m = 4$, $m = 5$, $m = 6$, etc.

2. In practice we are not given $\bar{y}(x)_\infty$, but only $\bar{y}(x)$, and so all empirical variances are variances about $\bar{y}(x)$. Wishing to gain variances about $\bar{y}(x)_\infty$ we must remember that

$$\begin{aligned} &\frac{1}{x_1 - x_0}\int_{x_0}^{x_1} [y(x) - \bar{y}(x)_\infty]^2 \, dx \\ &= \frac{1}{x_1 - x_0}\int_{x_0}^{x_1} [y(x) - \bar{y}(x)]^2 \, dx + [\bar{y}(x) - \bar{y}(x)_\infty]^2. \end{aligned} \tag{6}$$

A variance about $\bar{y}(x)_\infty$ is larger than the same variance about $\bar{y}(x)$. The difference is $[\bar{y}(x) - \bar{y}(x)_\infty]^2$.

Regarding ${}_e v_u(x)$ as approximately equal to $\lim_{x_1 \to \infty} {}_e v_u(x)$ we get an approximate value for v_u by adding $\delta \equiv [\bar{y}(x) - \bar{y}(x)_\infty]^2$ to ${}_e v_n(x)$. The value of δ which must be added does not depend on u.

To find out an approximate value of δ which may be expected in general we use formula (3). Let ${}_e v_u$ stand for v_u and choose $\lambda u = x_1 - x_0 \equiv L$. Thus we get an approximate value for v_L, say $v_{L;0}$, which is smaller than v_L. Adding $v_{L;0}$, to each empirical variance on the right side of (3) we gain a better approximate value for v_L, say $v_{L;1}$. According to (3) it is

$$v_{L;1} = v_{L;0} + v_{L;0}\left\{\frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda^2}\left(1 - \frac{1}{\lambda^2}\right) + \right.$$

$$\left. + \frac{1}{\lambda^3}\left[1 - \frac{1}{\lambda} - \frac{1}{\lambda^2}\left(1 - \frac{1}{\lambda}\right)\right] + \ldots\right\}$$

$$= v_{L;0} + v_{L;0} \cdot t = v_{L;0} \cdot (1 + t),$$

where $t \equiv \left\{\frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda^2}\left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) + \frac{1}{\lambda^3}\left[1 - \frac{1}{\lambda} - \frac{1}{\lambda^2}\left(1 - \frac{1}{\lambda}\right)\right] + \ldots\right\}$.

The number of the terms within t clearly depends on the chosen value of m.

Adding $v_{L;1}$ to each empirical variance on the right side of (3) we get a value for v_L, say $v_{L;2}$, which is still better than $v_{L;1}$. It is

$$v_{L;2} = v_{L;0} + v_{L;1} \cdot t = v_{L;0} + v_{L;0}(1 + t)\, t = v_{L;0}(1 + t + t^2).$$

Continuing the method we finally get $v_{L;\infty} = v_{L;0} \frac{1}{1 - t}$, that is the desired approximate value for v_L, and this also is the desired value of δ expected in general.

Table 1 shows $\alpha \equiv \frac{1}{1 - t}$ for values of m from 1 to 10, and for values of λ from 1,8 to 10,0.

TABLE 1. *The factor a for values of m from 1 to 10, and for values of λ from 1,8 to 10,0*

λ / m	1,8	1,9	2,0	2,1	2,2	2,3	2,4	2,6	3,0	3,5	4,0	10,0
1	2,25	2,11	2,00	1,91	1,83	1,77	1,71	1,63	1,50	1,40	1,33	1,11
2	3,26	2,91	2,67	2,47	2,31	2,18	2,08	1,91	1,69	1,52	1,42	1,12
3	3,93	3,41	3,05	2,77	2,55	2,37	2,24	2,02	1,75	1,56	1,45	1,12
4	4,34	3,79	3,34	2,98	2,66	2,46	2,30	2,07	1,77	1,57	1,45	1,12
5	5,01	3,86	3,46	3,06	2,72	2,50	2,33	2,08	1,78	1,57	1,45	1,12
6	5,34	3,94	3,41	3,03	2,74	2,52	2,34	2,09	1,78	1,57	1,45	1,12
7	5,55	3,98	3,44	3,04	2,75	2,53	2,35	2,09	1,79	1,57	1,45	1,12
8	5,67	4,01	3,45	3,05	2,76	2,53	2,35	2,10	1,79	1,57	1,45	1,12
9	5,74	4,02	3,46	3,06	2,76	2,53	2,35	2,10	1,79	1,57	1,45	1,12
10	5,78	4,03	3,46	3,06	2,76	2,53	2,35	2,10	1,79	1,57	1,45	1,12

For $m = 1$ the factor a equals $\frac{\lambda}{\lambda - 1}$. As known, this factor is written $\frac{N}{N-1}$, if we are given a series of N independent observations.

3. *Example* 1. To show the practical calculation of the variance of an integral we first take a series of 32 "random sampling numbers" given by O. M. J. MITTMANN, *Zur praktischen Analyse von Beobachtungsfolgen oder empirischen Funktionen*, Arch. f. Meteor. Geophys. Bioklimat., A, 8, 1/2, p. 117, namely:

+1, +1, +1, +1, —1, —1, —1, —1, —1, +1, —1,
—1, —1, +1, —1, +1, —1, +1, +1, —1, +1, —1,
+1, —1, +1, —1, —1, +1, +1, —1, +1, +1.

In table 2 the empirical variance $_e v_u$ is given for values of u from $u = 1$ to $u = 18$.

TABLE 2: $_e v_u$ *for values of* u *from* 1 *to* 18 (Example 1)

u	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$_e v_u$	1	0,419	0,289	0,216	0,166	0,128	0,108	0,100	0,086	0,078

u	11	12	13	14	15	16	17	18
$_e v_u$	0,068	0,061	0,051	0,044	0,038	0,034	0,031	0,027

We show the calculation of v_{32} by means of formula (3) in the case of $\lambda = 2{,}0$. It is convenient to use the following scheme :

u	$_e v_u$	
1	1	
		0,419
		− 0,5
2	0,419	− 0,081
		0,216 0,006
		− 0,210 + 0,020
4	0,216	0,006 0,026
		0,100 − 0,008 − 0,010
		− 0,108 − 0,002 − 0,003
8	0,100	− 0,008 − 0,010 − 0,013
		0,034 − 0,016 − 0,014 − 0,013
		− 0,050 + 0,002 + 0,001 + 0,001
16	0,034	− 0,016 − 0,014 − 0,013 − 0,012

			v_{32}	m
$\frac{1}{2}$ 0,034 =	0,017	; 0,017 . 2	= 0,034	1
$-\frac{1}{4}$ 0,016 =	− 0,004			
	0,013	; 0,013 . 2,67	= 0,035	2
$-\frac{1}{8}$ 0,014 =	− 0,0018			
	0,0112	; 0,0112 . 3,05	= 0,034	3
$-\frac{1}{16}$ 0,013 =	− 0,0008			
	0,0104	; 0,0104 . 3,24	= 0,034	4
$-\frac{1}{32}$ 0,012 =	− 0,0004			
	0,0100	; 0,0100 . 3,36	= 0,034	5

In the same way we find other approximate values for v_{32} by choosing other values of λ. Table 3 gives $v_{32} \cdot 1000$ for values of λ from 1,8 to 32, and for values of m from 1 to 5.

Neglecting a variation of 0,001 we may regard the numbers of the column $\lambda = 1{,}8$ as constant from $m = 3$ to $m = 4$; according to the difference of $4 - 3 = 1$ we shall say that the width of constancy has the degree 1. Under the same condition of ac-

TABLE 3 : $v_{32} \cdot 1000$ *for values of* λ *from* 1,8 *to* 32, *and for values of* m *from* 1 *to* 5 (Example 1)

λ / m	1,8	1,9	2,0	2,1	2,3	2,6	3,0	3,5	4	8	16	32
1	28	35	34	33	35	36	36	34	33	32	28	32
2	35	38	35	34	38	39	44	35	35			
3	31	38	34	34	40	40	46					
4	30	38	34	35	41							
5	29	39	34									
0,001	1	3	4	2	1	1		1				

curacy the numbers of the column $y = 1{,}9$ may be considered as constant from $m = 2$ to $m = 5$; here the width of constancy amounts to 3 degrees. Further the numbers of the column $\lambda = 2{,}0$ may be considered as constant from $m = 1$ to $m = 5$; here the width of constancy amounts to 4 degrees. The last line of Table 3 shows the degrees of constancy for all regarded values of λ. Besides these degrees the neglected variation (preassigned by 0,001) is set at the beginning of the last line. Comparing the various degrees we find out the column $\lambda = 2{,}0$ to have the highest degree of constancy. Hence, the value for $\lambda = 2{,}0$ and $m = 1$ may be considered to be the best approximate value of v_{32}, i.e. $v_{32} = 0{,}034$.

If we theoretically suppose $m = 1$, the maximum is to be expected at the point $\lambda = 2{,}0$.

Example 2. To show another example we take a series from J. BARTELS, *Gesetz und Zufall in der Geophysik, Die Naturwiss.*, 31, 37/38, p. 427. Figure 5*d* of this paper gives a graph of the daily magnetism of earth from the 1st of May, 1932, to the 27th of September, 1932. We select the ordinates of the first 40 days, namely:

$$1,\ 2,\ -\frac{1}{2},\ -\frac{3}{2},\ -\frac{3}{2},\ 1,\ \frac{1}{2},\ \frac{3}{2},\ \frac{3}{2},\ \frac{3}{2},\ \frac{1}{2},\ -\frac{1}{2},\ 0,$$

$$-1,\ -\frac{1}{2},\ -1,\ -\frac{3}{2},\ -\frac{3}{2},\ -\frac{3}{2},\ 0,\ 1,\ -\frac{1}{2},\ -\frac{3}{2},\ 0,\ -1,$$

$$-\frac{3}{2},\ \frac{3}{2},\ 2,\ \frac{1}{2},\ -1,\ -1,\ 0,\ -1,\ 1,\ \frac{3}{2},\ \frac{1}{2},\ 1,\ 1,\ -\frac{1}{2},\ -\frac{1}{2}.$$

In table 4 the empirical variance $_e v_u$ is given for values from $u = 1$ to $u = 22$.

TABLE 4 : $_e v_u$ *for values of* u *from* 1 *to* 22 (Example 2)

u	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12
$_e v_u$	1,238	0,912	0,655	0,505	0,402	0,321	0,265	0,253	0,226	0,195	0,172
u	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
$_e v_u$	0,152	0,134	0,118	0,105	0,096	0,087	0,079	0,073	0,068	0,063	0,060

Table 5 shows $v_{40} \cdot 1000$ for values of λ from 1,8 to 40, and for values of m from 1 to 6.

TABLE 5 : $v_{40} \cdot 1000$ *for values of* λ *from* 1,8 *to* 40, *and for values of* m *from* 1 *to* 6 (Example 2)

λ / m	1,8	1,9	2,0	2,1	2,3	2,6	3,0	3,5	4	8	20	40
1	73	70	68	66	65	63	65	65	65	57	48	32
2	83	76	72	67	70	67	68	70	69			
3	85	77	73	66	72	68	68					
4	89	77	71	65	74							
5	91	77	71									
6	94											
0,002	1	3	3	3	1	1	1					
0,005	2	3	4	3	2	2		1	1			

Neglecting a variation of 0,005 we see that the column $\lambda = 2{,}0$ reveals the highest degree of constancy ; the last line of Table 5 gives the various degrees for the regardened values of λ. The preceding line gives the degrees of constancy, if we preassign a variation of 0,002 to be neglected ; here the highest degree of constancy is shown by the column $\lambda = 2{,}0$ as well as by the column $\lambda = 1{,}9$ as well as by the column $\lambda = 2{,}1$, i.e. on an average by $\lambda = 2{,}0$. Hence, the best approximate value of v_{40} is 0,068, if we neglect a variation of 0,005. If neglecting a variation of 0,002 we may regard 0,072 as best value of v_{40}.

Example 3. Many series encountered in practice have a strong component of oscillation, so that $m > 1$. A stationary variable with $m > 1$ is given by the following example.

+1, +1, −1, −1, +1, +1, −1, −1, +1, +1, −1, −1, +1, +1, −1,
−1, +1, −1, +1, −1, +1, −1, +1, −1, +1, −1, +1, +1, −1, −1,
−1, +1, −1, +1, −1, +1, −1, +1, +1, −1, −1, +1, −1, +1, +1,
+1, −1, −1, +1, −1, +1, +1, −1, −1, +1, +1, −1, −1, +1, −1,
+1, +1, −1, −1, +1, −1, +1, +1, −1, −1, +1, −1, +1, +1, −1,
−1, +1, −1, +1, −1, +1, +1, −1, −1, +1, +1, −1, −1, +1, −1,
+1, +1, −1, −1, +1, +1, −1, −1, +1, +1, −1, −1.

The number of elements is 100. Table 6 shows the empirical variance ${}_e v_u$ for values from $u = 1$ to $u = 58$.

TABLE 6 : ${}_e v_u$ *for values of* u *from* 1 *to* 58 (Example 3)

u	1	2	3	4	5	6	7	8	9
${}_e v_u$	1	0,344	0,111	0,0464	0,0400	0,0234	0,0204	0,01478	0,01235
u	10	11	12	13	14	15	16		
${}_e v_u$	0,00879	0,00826	0,00562	0,00591	0,00469	0,00444	0,00349		
u	17	18	19	20	21	22	23		
${}_e v_u$	0,00346	0,00238	0,00277	0,00296	0,00227	0,00136	0,00189		
u	24	25	26	27	28	29	30		
${}_e v_u$	0,001713	0,001600	0,001341	0,001371	0,001188	0,001189	0,000939		
u	31	32	33	34	35	36	37		
${}_e v_u$	0,001040	0,000962	0,000918	0,000775	0,000816	0,000665	0,000730		
u	38	39	40	41	42	43	44		
${}_e v_u$	0,000704	0,000657	0,000452	0,000595	0,000615	0,000541	0,000362		
u	45	46	47	48	49	50	51		
${}_e v_u$	0,000494	0,000447	0,000453	0,000361	0,000417	0,000439	0,000384		
u	52	53	54	55	56	57	58		
${}_e v_u$	0,000242	0,000356	0,000351	0,000331	0,000255	0,000308	0,000276		

Table 7 gives v_{100} for values of λ from 1,8 to 2,0, and for $\lambda = 100$. We see that the column $\lambda = 1{,}9$ reveals the highest

degree of constancy. Neglecting a variation of 0,00003 we may regard 0,00020 as best value of v_{100}. If we neglect a variation of 0,00002 we may regard 0,00022 as best value of v_{100}.

TABLE 7: v_{100} *for values of* λ *from* 1,8 *to* 2,0 *as well as for* $\lambda = 100$, *and for values of* m *from* 1 *to* 7 (Example 3)

λ / *m*	1,8	1,9	2,0	100
1	0,00036	0,00035	0,00044	0,0101
2	0,00023	0,00020	0,00048	
3	0,00027	0,00022	0,00053	
4	0,00031	0,00023	0,00056	
5	0,00034	0,00023	0,00058	
6	0,00036	0,00023	0,00059	
7	0,00037	0,00022		
0,00002	1	4	1	
0,00003	2	5	2	

VITTORIO CASTELLANO

Contributi alle teorie della correlazione e della connessione tra due variabili (*)

SOMMARIO

§ I. *Introduzione :* I 1. Premessa e primo scopo del presente lavoro. I 2. Significato di correlazione e secondo scopo del presente lavoro.

§ II. *Aspetti generali e particolari della teoria delle relazioni tra le modalità di due caratteri associati.* II 3. La teoria dal punto di vista della interpolazione : la correlazione. Variabili statistiche semplici e doppie. Descrizione e accostamento. Gl'indici di accostamento come indici di miglioramento della interpolazione. II 4. Linee di regressione e rapporti di correlazione. Scomposizione degl'indici di accostamento. Misure della strettezza della relazione tra due variabili associate. Indici « puri » di accostamento. II 5. Insufficienza della teoria della correlazione. Aspetti particolari della teoria delle relazioni tra le modalità di due caratteri : la connessione e la concordanza. Significato interpolatorio del secondo e impossibilità di una trattazione sistematica del primo coi procedimenti della interpolazione. II 6. Condizione d'indipendenza tra due variabili. Opportunità dell'uso esclusivo del termine « connessione » per indicare l'esistenza di una relazione tra due variabili associate. II 7. Aspetti interpolatori della teoria della concordanza. Gl'indici di concordanza come coefficienti delle rette di regressione. Simmetria degl'indici di concordanza. Indici quadratici relativi di concordanza non condizionati e condizionati.

§ III. *Teoria della connessione, e in particolare, teoria degl'indici globali (o sintetici) di connessione.* III 8. Misura della dissomiglianza tra due variabili. Scomposizione dell'indice quadratico di dissomiglianza. Incompatibilità dei massimi relativi alla dissomiglianza tra le medie e tra gli scostamenti. III 9. Le misure della dissomiglianza media tra più distribuzioni o connessione assoluta di un carattere alle moda-

(*) Questo lavoro è stato oggetto di una comunicazione al Seminario di Statistica dell'Istituto di Statistica della Facoltà di Scienze statistiche, demografiche ed attuariali dell'Università di Roma, il 16 febbraio 1956.

lità di un altro. Varie soluzioni del problema della distribuzione di confronto. Il problema della dissomiglianza tra le distribuzioni degli scarti. La tabella totale di cograduazione. III 10. L'indice « totale » di connessione relativa. Assenza di collegamento tra le misure della connessione delle intensità, delle medie e degli scarti. Esempio. Confronto delle distribuzioni parziali con una unica distribuzione, diversa da quella marginale. III 11. L'indice globale (o sintetico) di connessione relativa. Tabella globale di cograduazione. Relazione tra i vari aspetti della connessione globale. Esempio. III 12. Problemi relativi: alla influenza del numero delle modalità dei due caratteri e del numero delle osservazioni, sugl'indici di connessione. Sul massimo della connessione degli scostamenti. III 13. Procedimenti per il calcolo approssimato dell'indice globale di connessione. Riduzione del numero delle modalità del carattere di riferimento. L'indice totale come approssimazione dell'indice globale. Riduzione del numero delle modalità di entrambi i caratteri.

§ 1. *Introduzione*

I 1. Nel 1915 il Gini scriveva essere lo studio sistematico delle relazioni tra le modalità di caratteri associati così recente, che non era da meravigliarsi se vi era ancora in materia imprecisione di concetti (1). Se sia lecito avere oggi la stessa opinione o si debba porre in preventivo un periodo di altri quaranta anni perchè sia realizzata una soddisfacente uniformità di vedute, in verità non sapremmo dire. A noi piace di essere ottimisti e di pensare che capricciosamente il tempo segna le tappe del pensiero scientifico, e che non la limitata diffusione della nostra lingua; non il progressivo infeudarsi della statistica alle matematiche, che risolvono le traduzioni astratte dei problemi senza giungere alla concretezza dei metodi; non la industrializzazione della ricerca, che crea nuovi campi d'interesse, ma smorza la passione per la indagine individuale, che prima d'essere risultato concreto è affermazione della libera creatività dello spirito; non la moda, nè alcun'altra infatuazione passeggera impediranno, nei prossimi anni, al travolgente ritmo dei contatti tra individui di uno stesso

(1) C. Gini: *Di una misura della dissomiglianza tra due gruppi di quantità e della sua applicazione allo studio delle relazioni statistiche*, in « Atti del R. Ist. Veneto di Sc. Lett. ed Arti », Anno acc. 1914-15, Tomo LXXIV, P. II, pag. 185).

paese, ma, più ancora, tra intellettuali di paesi diversi, di raggiungere il fine dichiarato della intesa, almeno su quei problemi d'ordine scientifico e concettuale che non sono legati a interessi particolari.

È in tale fiducia che alla trattazione degl'indici globali di connessione, che è il principale contributo di questo lavoro — e ha costituito, in particolare, oggetto della comunicazione al Seminario dell'Istituto di Statistica — abbiamo aggiunto una intelaiatura sistematica che riunisce elementi forse a tutti noti, ma che noi non abbiamo mai trovato così riuniti, sebbene oggi ci sembri di vedere un abbozzo del nostro quadro in tutti gli AA. nostrani, che sono, comunque, nell'ambito della Scuola italiana. ma non esclusivamente in questi, e saremmo lieti se non si trattasse di una illusione.

I 2. Correlazione è termine vago che non ha ancora avuto, nella terminologia scientifica, una precisazione che va al di là del significato letterale del termine : « co-relazione », che significa relazione con, o relazione tra più oggetti, cioè, in sostanza, niente più di « relazione ». In realtà però, se esso non è stato usato dagli statistici per indicare un tipo di relazione particolare, esso è stato impiegato in un campo più ristretto di quello nel quale è legittimo l'uso del termine « relazione », ed ha assunto il significato di « relazioni tra le modalità di due o più caratteri associati » con particolare riguardo all'aspetto interpolatorio delle relazioni.

Tenuto conto di ciò, attribuiremo, nel presente lavoro, al termine correlazione, esclusivamente il senso di « aspetto interpolatorio delle relazioni tra le modalità di più caratteri ».

Permane, anche dopo tale restrizione, la generalità del concetto di « relazione » che è nel termine di « correlazione », alla quale si contrappone la determinazione specifica di ogni indice o misura, che, nella propria espressione analitica, contiene la definizione precisa dell'aspetto particolare che esso considera.

La denominazione di « indice di correlazione » deve pertanto intendersi come denominazione generica che si adatta a tutti indistintamente gl'indici che rilevano l'aspetto interpolatorio delle relazioni tra le modalità di due o più caratteri. La sua attribuzione a indici particolari (coefficiente di correlazione, rapporto

di correlazione) in vista di proprietà o presunte proprietà non afferenti all'aspetto interpolatorio delle relazioni, non poteva non essere — ed è stata — fonte di confusione e di errore.

Secondo scopo di questa memoria è quello di dare una trattazione sommaria, ma sistematica della teoria delle relazioni tra le modalità di due caratteri associati. Questa trattazione non esce dalle linee fondamentali che sono state tracciate dalla Scuola italiana negli ultimi 40 anni, ma è la formulazione più estesa che sia stata fatta finora, anche se non vuole essere completa neppure relativamente al caso di due caratteri quantitativi, che essa considera.

§ II. *Aspetti generali e particolari della teoria delle relazioni tra le modalità di due caratteri associati*

II 3. Due caratteri quantitativi tra le cui determinazioni individuali è stabilita, in un certo campo, una corrispondenza biunivoca, costituiscono una variabile statistica doppia della quale le determinazioni individuali di ciascuno dei due caratteri costituiscono le variabili statistiche semplici componenti.

La qualificazione di « statistiche » data alle variabili che noi consideriamo è indispensabile per fissare l'attenzione sul fatto che si tratta di un insieme di valori costituenti una distribuzione statistica e non l'insieme dei valori distinti costituito dalle modalità di un carattere quantitativo. Quest'ultimo costituisce semplicemente una « variabile », e tale è, per esempio, la statura di un uomo adulto, che può assumere tutti i valori di un certo intervallo, variabile, presumibilmente da razza a razza; « variabile statistica » è invece la statura di ciascun uomo adulto di un ben determinato gruppo di uomini adulti, che assume tante determinazioni — quanti sono gli individui del gruppo — variabili entro il minimo e il massimo del gruppo, le quali costituiscono una distribuzione statistica di stature (²).

(²) La terminologia che qui proponiamo non è essenziale ai fini del presente lavoro, ma noi la troviamo utile, e soprattutto opportuna, per dirimere una questione di frontiere tra varie discipline recenti, che comincia a diventare preoccupante. Come avemmo ad affermare nella riunione del 24 maggio del Seminario di Statistica Metodologica dell'Istituto di Statistica della

Uno degli obiettivi più generali che può proporsi la teoria delle relazioni tra le modalità di due caratteri, è quello di descrivere le variabili statistiche doppie, o sotto la forma di *superfici di frequenza* o di *funzioni di ripartizione doppie*. In questa direzione la teoria non è andata finora oltre il caso della « superficie normale ». Comunque, il punto di vista che si adotta in questa ricerca è interpolatorio e si giunge ad indici descrittivi della correlazione, vincolati alla espressione analitica della superficie di correlazione.

Dallo stesso punto di vista, la teoria può perseguire obbiettivi un poco meno generali e studiare la rappresentazione di una delle due variabili associate mediante una funzione a un sol valore dell'altra :

$$y = f(x) \qquad [1]$$

In tal caso una misura della intensità della relazione che lega le due variabili si può ottenere mediante *indici di accostamento* della [1] alla funzione empirica a più valori :

$$Y = Y(X) \qquad [2]$$

che si ottiene considerando una delle due variabili statistiche, associate nella variabile doppia, come funzione dell'altra.

Tali indici di accostamento sono generalmente noti nella letteratura sotto il nome di indici di correlazione.

Essi hanno in generale la forma :

$$R_f^k = 1 - \frac{S_f^k}{max\, S^k} \qquad [3]$$

Facoltà di Scienze Statistiche, Demografiche ed Attuariali (*Introduzione alla discussione su : alcune questioni fondamentali riguardanti la teoria della Statistica — e in particolare la teoria dei campioni*) molti nomi si contendono oggi press'a poco lo stesso oggetto, che è la « teoria delle variabili statistiche » con o senza l'aggiunta di quella operazione di scelta che trasforma le variabili statistiche in variabili casuali. Ove non si contesti che la teoria delle variabili statistiche fa parte della statistica teorica, non si può non essere d'accordo sull'appartenenza alla Statistica anche della «teoria delle variabili casuali » che sono le variabili statistiche alle quali è applicata un'operazione di scelta. E risulterebbe anche che il « Calcolo delle probabilità » così come si è venuto sviluppando in Occidente, fa anch'esso parte della Statistica teorica.

dove S_f è uno scostamento medio dei punti della nuvola, che rappresenta la [2] sul piano cartesiano, dai corrispondenti della linea [1] ; e $max\ S^k$ è l'estremo superiore dei valori di S_f^k relativi a un certo insieme.

Tali indici dipendono :

a) dalla funzione [1] prescelta,

b) dallo scostamento medio S prescelto,

c) dall'insieme che definisce il $max\ S^k$.

Tutti gli indici R assumono il valore 1 quando tutti i punti della distribuzione sono sulla curva [1]. Segue da ciò che :

$$R_f = 1$$

significa relazione funzionale tra X e Y *espressa dalla* [1]. E

$$R_f < 1$$

non esclude che possa esistere tra X e Y anche una relazione funzionale, ma esclude solo che questa sia espressa dalla [1].

Lo zero degli indici di accostamento dipende dall'insieme che definisce lo scostamento massimo. Tale insieme può essere :

c_1) un insieme di funzioni teoriche [1], e allora R assume il significato di indice di miglioramento dell'accostamento realizzato dalla f rispetto alla funzione massimante di S ;

c_2) un insieme di distribuzioni empiriche [2] ed allora R assume il significato di miglioramento dell'accostamento alla f realizzato da una particolare [2] rispetto alla distribuzione massimante di S.

Nel caso c_1) dividendo fra di loro, la minore per la maggiore, le [3] relative a due funzioni f e f' appartenenti allo stesso insieme [f], si ottiene una misura dell'adattamento alla [2] della f rispetto alla f' espressa dalla :

$$\frac{R_f^k}{R_{f'}^k} = \frac{max\ S_{[f]}^k - S_f^k}{max\ S_{[f]}^k - S_{f'}^k} \qquad [4]$$

mentre il contronto diretto delle f e f', che si ottiene come caso particolare della [3], considerando il sub-insieme della [1] per il quale è :

$$S_f^k = max\, S_{[f]}^k \qquad [5]$$

dà l'indice di miglioramento dell'adattamento di f' rispetto a f (3) :

$$R_{f'|f}^k = \frac{S_f^k - S_{f'}^k}{S_f^k} \qquad [6]$$

Nel caso c_2) si scrive una formula in tutto simile alla [4] salvo a sostituire il simbolo $S_{[f]}^k$ con quello corrispondente a un insieme di distribuzioni $S_{[\alpha]}^k$.

II 4. La curva f e lo scostamento medio S sono elementi arbitrari di ogni indice di accostamento, ma ogni S definisce una f per la quale S_i diventa la misura di una caratteristica interna dell'associazione e l'indice di accostamento una misura di tale caratteristica, dipendente dal massimo di S.

Infatti, poichè S^k è una media degli scostamenti :

$$S_i^k = \frac{1}{\Sigma_j n_{ij}} \Sigma_j |y_{ij} - f_i|^k n_{ij} \qquad [7]$$

misuranti la dispersione dei punti della nuvola [2] associati a ciascun valore x_i del carattere X, rispetto al punto (x_i, f_i), se la f assume per ogni x_i il valore $\bar{y}_{i,k}$ che rende minimo S_i, la f rende minimo anche S.

La curva f che gode della proprietà di minimo rispetto a S dipende solo dalla [2] e da S e può chiamarsi curva di regressione (di Y a X o di X ad Y) relativa a S. Indichiamola con :

$$\bar{y} = m_k(x) \qquad [8]$$

---

(3) Cfr. : C. E. Bonferroni : *Di un indice di miglioramento d'interpolazione*, in « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », 1942, fasc. 5-8 e *Di una estensione del coefficiente di correlazione*, ibidem, 1939.

Se $k = 2$ la [8] è l'ordinaria di linea di regressione di Y a X o linea delle medie aritmetiche :

$$\bar{y}_{i,2}(x) = \bar{y}_i = \frac{1}{n_i} \Sigma\, n_{ij}\, y_{ij} \qquad [9]$$

se $k = 1$ si ha la linea delle mediane, e così via.

Se sostituiamo la [1] con la :

$$y = m(x) \qquad [10]$$

la [3] diventa :

$$R_m^k = 1 - \frac{S_m^k}{max\, S^k} \qquad [11]$$

Se il $max\, S^k$ si definisce in base al criterio c_1), R_m, che ha il nome di rapporto di correlazione, conserva, attraverso l'insieme $S_{[f]}$ il significato di indice di miglioramento della interpolazione. Esso esprime il migliore adattamento possibile, consentito dalla [2] e pertanto, se introduciamo nel simbolo la indicazione $[f]$ dell'insieme che definisce il $max\, S^k$, sarà :

$$R_{m,[f]} \geq R_{f,[f]} \qquad [12]$$

Se nella [4] si pone :

$$f' = m$$

si ottiene un indice che assume il valore zero quando f è la distribuzione massimante dell'insieme $S_{[f]}^k$ e 1 quando $f \equiv m$.

Posto

$$max\, S_{[f]}^k - S_m^k = \delta\, S_{[f]}^k \qquad [13]$$

la [11] assume la forma :

$$R_m^k = \frac{\delta\, S_{[f]}^k}{\delta\, S_{[f]}^k + S_m^k} \qquad [14]$$

Se poniamo anche

$$S_f^k - S_m^k = \delta\, S_f^k \qquad [15]$$

dalla [3] si ottiene

$$R_f^k = \frac{\delta S_{[f]}^k - \delta S_f^k}{max\, S_{[f]}^k} = \frac{\delta S_{[f]}^k - \delta S_f^k}{\delta S_{[f]}^k} \cdot \frac{\delta S_{[f]}^k}{max\, S_{[f]}^k}$$

Indichiamo col nome di *indice puro di accostamento* e il simbolo $R_{\delta f}$ il fattore :

$$R_{\delta f}^k = \frac{\delta S_{[f]}^k - \delta S_f^k}{\delta S_{[f]}^k} \qquad [16]$$

che compare nella precedente. Essa potrà scriversi simbolicamente :

$$\boxed{R_f^k = R_{\delta f}^k \cdot R_m^k} \qquad [17]$$

La [17] esprime in generale che gl'indici di accostamento (relativi a un certo insieme $[f]$) sono uguali al prodotto dei corrispondenti indici puri di accostamento per i rapporti di correlazione (4).

Se invece $max\, S^k$ si definisce in base al criterio c_2 la [11] perde ogni significato interpolatorio e l'indice $R_{m[\alpha]}^k$ che essa definisce :

$$\boxed{R_{m[\alpha]}^k = 1 - \frac{S_m^k}{max\, S_{[\alpha]}^k}} \qquad [18]$$

---

(4) La [17] è, se non erro, la generalizzazione più ampia che sia stata data della relazione di Fréchet $r = \eta\rho$ (cfr. : *Sur le coefficient dit de corrélation et sur la corrélation en général*, in « Revue de l'Institut International de Statistique, gennaio 1934, pag. 18). Per $k = 2$ e particolarizzando opportunamente l'insieme $[f]$, in maniera da porre la [3] sotto la forma [6], sostituite f' e f con parabole d'ordine successivo e considerato che :

$$\delta S_f^2 = \frac{1}{n} \Sigma_{ij} (\overline{y_i} - f_i)^2$$

dalla [17] si ottiene anche la estensione della stessa relazione di Fréchet dovuta a Parenti (cfr. : *Estensione di una relazione di Fréchet al coefficiente di correlazione parabolica di ordine k*, in « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », 1941, fasc. 5-6).

si può agevolmente interpretare come *misura della strettezza della relazione* tra le variabili associate Y e X (5).

Il riferimento di S_f^k al massimo di un insieme S^k obbliga a porre gl'indici di accostamento sotto la forma [3]. Se si pone a confronto S_f^k col minimo dell'insieme $S_{[1]}^k$, che è S_m^k, l'indice di accostamento assume la forma:

$$R'_f = \frac{S_m}{S_f} \qquad [19]$$

Questo indice è 1 quando $f \equiv m$, come R_{sf}, ed è zero quando $S_f \to \infty$. Esso è l'inverso di S_f, quando si assuma come unità di misura S_m e costituisce un nuovo indice puro di accostamento, commisurando l'adattamento della f al suo massimo relativo, che è quello della linea di regressione.

R'_f può intendersi anche come rapporto della misura dell'adattamento di f: $1/S_f$ al suo massimo $1/S_m$.

II 5. È noto che, per particolari scelte degli elementi arbitrari dai quali dipendono, gl'indici quadratici di accostamento ora considerati assumono significati speciali che esulano da quello principale per il quale sono stati ora definiti. Così il rapporto di correlazione del Pearson, tramite la proprietà additiva della varianza, esprime quale frazione della varianza totale è dovuta al variare delle médie parziali $\overline{y}_i$ al variare del carattere X, assumendo il significato di misura della dipendenza in media (o connessione) del carattere Y dal carattere X. Così l'indice quadratico di accostamento lineare, attraverso le proprietà delle rette di regressione, diventa il coefficiente di correlazione del Bravais e giunge ad esprimere la tendenza di una variabile a crescere o a diminuire al crescere dell'altra, che è una misura della concordanza tra le due variabili.

Connessione e concordanza sono due aspetti particolari delle relazioni tra le modalità di caratteri associati, distinti da quello interpolatorio generale e usati sistematicamente dalla Scuola italiana.

---

(5) È precisamente della forma [18] l'indice proposto dal SALVEMINI: *Su la misura della strettezza o rigore di una relazione statistica*, in «Statistica», Milano, 1946, pag. 300, formula [19].

Che alcuni dei risultati ottenuti da questa Scuola si fossero già potuti ottenere studiando le relazioni tra le modalità di due caratteri dal punto di vista della interpolazione, non è cosa strana, dato che questo punto di vista, se non costituisce una precisazione, non costituisce neppure una limitazione del concetto generale di relazione, ma solo una limitazione di mezzi o di procedimenti e quindi di risultati.

A parte ogni considerazione teorica, la insufficienza di un criterio esclusivamente interpolatorio, è dimostrata con ogni evidenza dalla lunga storia delle incertezze e degli errori cui hanno dato luogo la interpretazione e l'applicazione sia del rapporto sia del coefficiente di correlazione, usati dalla scuola anglo-sassone — prima che la scuola italiana chiarisse la molteplicità dei loro significati teorici — proprio per quei significati che dal punto di vista della teoria della interpolazione sono soltanto accidentali.

Ciononostante molti Autori e, in generale, potremmo dire, la Scuola statistica anglo-sassone, limita ancora lo studio delle relazioni tra due variabili associate al solo aspetto interpolatorio del problema. Questo è un fatto, ma è anche, ormai, la sopravvivenza di un errore.

Anche noi ammettiamo che tutto l'interesse del problema si concentri in tale aspetto quando la dispersione della nuvola dei punti intorno alla linea di regressione essendo minima, tutta la distribuzione si può considerare concentrata in quella, salvo errori di carattere più o meno accidentale. Questo è, in generale, il caso dei fenomeni fisici, nei quali le relazioni funzionali che legano i fenomeni macroscopici sono solo nascoste dagli errori di osservazione ; ma è solamente una rara eccezione nel campo dei fenomeni biologici e sociali, che forniscono alla statistica esempi innumerevoli di variabili statistiche a ciascuna modalità delle quali corrispondono numerose modalità dell'altra.

In tali casi la linea di regressione è solo una particolarità delle distribuzioni, e non ha senso parlare di adattamento della distribuzione a una particolare funzione interpolatrice, la quale può solo rappresentare la linea di regressione. Anche il valore medio di un carattere associato a ciascuna modalità dell'altro perde rilievo, in questo caso, per essere sostituito da tutta la distribuzione dei valori della variabile associati a uno stesso valore

dell'altra. Di tale distribuzione esso è un valore caratteristico, spesso importante o individualmente il più importante, ma in esso si esprimono solo una parte dei legami che esistono tra le due variabili. Il fatto ad esempio che :

$$\bar{y}_i(x) = \bar{y} \qquad [20]$$

esprime la assenza di ogni vincolo tra i valori medi della Y e le modalità della X, ma non significa anche assenza di vincoli tra Y e X, a meno che le distribuzioni relative degli scarti

$$y_{ij} - \bar{y}_i$$

associati a uno stesso valore x_i di X non siano anch'esse tutte uguali. Solo in tal caso si può dire che la distribuzione delle Y_i associata a ciascun x_i non è funzione di x_i e quindi che nella [2] la Y non dipenda da X.

Inoltre, il fatto che una f non rappresenti la funzione matematica che esprime Y in funzione di X non esclude che di tale proprietà non possa godere una $f' \neq f$: pertanto i concetti di assenza totale di relazione (o di indipendenza) e di relazione massima (o dipendenza funzionale) debbono essere stabiliti indipendentemente da ogni funzione interpolatrice.

II 6. Segue da quanto abbiamo detto che la condizione di indipendenza di Y da X è espressa dalla

$$\frac{n_{ij}}{\Sigma_j n_{ij}} = \frac{n_{kj}}{\Sigma_j n_{kj}} \qquad [21]$$

dalla quale segue subito

$$\frac{n_{ij}}{\Sigma_j n_{ij}} = \frac{\Sigma_i n_{ij}}{\Sigma_i \Sigma_j n_{ij}} \qquad [21']$$

e quindi

$$\frac{n_{ij}}{\Sigma_i n_{ij}} = \frac{\Sigma_j n_{ij}}{\Sigma_i \Sigma_j n_{ij}} \qquad [22']$$

da cui

$$\frac{n_{ij}}{\Sigma_i n_{ij}} = \frac{n_{i\lambda}}{\Sigma_i n_{i\lambda}} \qquad [22]$$

Viceversa, dalla [22] segue la [21] e ciò significa che la condizione d'indipendenza è simmetrica : se Y è indipendente da X anche X è indipendente da Y.

Il concetto d'indipendenza del quale ci siamo ora serviti è il concetto matematico d'indipendenza, adattato alla circostanza che le variabili statistiche hanno una densità che le variabili matematiche non hanno.

Per semplicità trascriviamo la [2] sotto forma continua :

$$z = f(x, y) \qquad [2']$$

La [2'] definisce la Y come funzione implicita di Z e di X. Se la Y è indipendente da X la [2'] rispetto a Y deve dar luogo a una funzione della sola Z e da ciò si deduce che anche Z è indipendente da X e la [2'] rappresenta un cilindro, le cui generatrici sono parallele all'asse delle X.

Pertanto la [2'] è della forma :

$$z = f(y) \qquad [23]$$

La indipendenza tra due variabili matematiche, legate da una relazione [2'] porta quindi alla eliminazione di una delle variabili della [2'].

Se ora teniamo conto del fatto che le variabili X e Y hanno ciascuna una propria funzione di densità :

$$Z_x = \varphi(x) \qquad \text{la } x \text{ e}$$

$$Z_y = \psi(y) \qquad \text{la } y \text{ ,}$$

legate alla [2'] dalle relazioni :

$$\varphi(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y)\, dy \qquad [24]$$

$$\psi(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y)\, dx \qquad [25]$$

la condizione d'indipendenza di Y da X diventa:

$$\frac{f(x, y)}{\varphi(x)} = \gamma(y) \qquad \text{indipendente da } x$$

$$\frac{f(x, y)}{\psi(y)} = \chi(x) \qquad \text{indipendente da } y$$

dalle quali segue:

$$\psi(y) \equiv n\,\gamma(y), \quad \int_{-\infty}^{\infty} \gamma(y)\, dy = 1$$

$$\varphi(x) \equiv n\,\chi(x), \quad \int_{-\infty}^{\infty} \chi(x)\, dx = 1,$$

e: $$n f(x, y) = \varphi(x)\,\psi(y) \qquad [26]$$

Quest'ultima per le variabili divise in intervalli si scrive:

$$n \cdot n_{ij} = n_{io} \cdot n_{oj} \ (^6) \qquad [27]$$

quale potrebbe ricavarsi dalle [21'] o [22'].

---

(6) Giova osservare esplicitamente che la [27] rappresenta la condizione necessaria e sufficiente per la indipendenza delle due variabili statistiche X e Y associate in una variabile doppia. Supposto che le due variabili X e Y non siano indipendenti — o come diremo meglio in seguito — siano connesse, nella variabile doppia X Y rilevata, la [27] non è soddisfatta per due o per più coppie di valori degli indici i,j. In tal caso il secondo membro della [27) definisce, per ogni coppia di valori di i e di j una nuova frequenza

$$\frac{n'_{ij}}{n}$$

differente in generale dalla corrispondente rilevata $\frac{n_{ij}}{n}$, che costituisce

La relazione di dipendenza non è per sua natura simmetrica tra le variabili che essa lega. Essa implica una variabile indipendente ed un'altra che da essa dipende tramite un certo complesso di operazioni, indicate col simbolo f.

---

il limite al quale tenderebbe per $n \to \infty$ la frequenza delle modalità $(i\,j)$ se le modalità delle due variabili associate si ridistribuissero a sorte tra le n unità rilevate. Come ben rileva però il MORTARA (*Sommario di Statistica*, Milano, 1935) le $\frac{n'_{ij}}{n}$ non rispondono alla domanda: quali sarebbero le frequenze delle singole modalità della variabile doppia $X\,Y$ in assenza di connessione? a meno che non si possa affermare che l'associazione non modifica le distribuzioni associabili dei singoli caratteri, il che è più o meno manifestamente vero o falso in certi casi (perimetro toracico e statura di un certo gruppo di coscritti; condizione rispetto alla vaccinazione e comportamento di fronte alle epidemie di un certo gruppo di individui) e tanto dubbio in certi altri (età degli sposi e della sposa al matrimonio) che non può essere lecita la estensione della [27] al di fuori del campo delle variabili doppie ottenibili associando in tutte le maniere possibili le variabili semplici componenti quella data variabile doppia.

E la questione si era già presentata allo spirito critico del GINI (*Sulle vaccinazioni antitifiche nell'esercito italiano durante la guerra*, in « Metron », vol. III, n. 3-4, febbraio 1924), il quale ne dà una soluzione nel caso particolare della misura della concordanza tra condizioni rispetto alla vaccinazione ed esito della malattia.

Le considerazioni fatte dal MORTARA a tale proposito più che delle obbiezioni ai metodi che direttamente o indirettamente si valgono della condizione d'indipendenza [27] per stabilire delle misure della connessione, ci sembrano una importante messa a punto che, obbligando a precisare il significato delle misure, impedisce agli statistici meno accorti di trarre conclusioni avventate. Non vediamo perciò il dilemma del FALESCHINI (*Indici di connessione*, in « Contributi del Laboratorio di Statistica » della Università Cattolica del Sacro Cuore, Serie Sesta, vol. XXI, Milano, 1948) al quale riconosciamo però volentieri il merito d'aver tentato un primo approccio del problema del passaggio dalle distribuzioni dei valori di ciascun carattere che costituiscono casi possibili per l'associazione, alle distribuzioni dei valori associati nella variabile doppia. Un tale tentativo ha valore di per sè stesso e nulla toglie al suo interesse il fatto che gli schemi teorici considerati non portano in definitiva più lontano della semplice constatazione che il campo di validità della [27] come espressione delle frequenze nel caso d'indipendenza non eccede l'insieme delle variabili doppie che hanno le stesse distribuzioni marginali di quelle in esame, come ben osserva il SALVEMINI (*Indipendenza statistica tra due o più variabili*, in « Atti della IX Riunione scientifica della S.I.S. », Roma, 1950).

Le variabili matematiche essendo insiemi di valori nulla impedisce, data la :

$$y = f(x)$$

che definisce la y come funzione della x, di considerare la relazione inversa :

$$x = g(y)$$

che definisce la x come funzione della y Questa esiste sempre anche se ha forme eventualmente diverse nei vari intervalli di monotonia della $f(x)$, ed ha lo stesso significato della funzione diretta.

Le variabili statistiche rappresentano misure di grandezze. L'idea di dipendenza nel mondo fenomenico è associata, spesso, alla idea di una relazione da causa ad effetto, L'accertamento della esistenza di relazioni causali è, certo, un'aspirazione della scienza, ma relazioni di tale tipo sussistono solo tra una esigua minoranza delle combinazioni di fenomeni tra i quali il ricercatore cerca di riconoscere un qualche nesso costante.

Inoltre, la dipendenza causale ha un verso che non è, concettualmente, invertibile.

Non conviene parlare in generale di dipendenza tra due variabili statistiche. Nella metodologia statistica due sono i termini usati per significare l'aspetto più lato delle relazioni tra due variabili statistiche : *correlazione* e *connessione.*

Il termine correlazione è il più antico e diffuso : contro il suo uso stanno i vari significati dei molti indici di correlazione che danno alla espressione : *assenza di correlazione* significati disparati che niente hanno a che vedere colla indipendenza di due caratteri ; e il fatto che la teoria generale della correlazione, quale noi l'abbiamo rielaborata nelle pagine precedenti, ha il significato generale preciso di adattamento di una variabile statistica ad una particolare funzione di una variabile associata.

L'uso sistematico del termine connessione (7) è relativamente recente ed è servito ad esprimere l'aspetto più lato delle relazioni

(7) Esso risale alla memoria : *Di una misura della dissomiglianza tra due gruppi di quantità e della sua applicazione allo studio delle relazioni statistiche* in « Atti del R. Istituto Veneto di Sc. L. e A. », Anno accademico 1914-15 Tomo LXXIV, P. II) con la quale il Gini ha gettato per

tra due variabili: se una qualche relazione tra le modalità di due variabili esiste, le distribuzioni dell'una associate ciascuna a una modalità dell'altra non possono essere tutte simili.

Connessione è pertanto dissomiglianza tra distribuzioni parziali, e tante misure della connessione si possono costruire quante misure della dissomiglianza si potranno escogitare.

II 7. La connessione è l'aspetto più lato delle relazioni statistiche tra le modalità di caratteri associati. Esso non prende in considerazione le effettive modalità del carattere X, il quale co-

---

la prima volta le basi di una teoria delle relazioni tra le modalità di due caratteri, ed è, purtroppo, ancora limitato alla scuola Italiana, la quale ha sopravanzato le altre per alcune decine di anni, ma si è forse lasciata sorprendere dalla esplosione dell'interesse generale per altri capitoli della metodologia, più strettamente aderenti alle necessità della esasperazione del dirigismo produttivistico dell'Economia industriale nelle meno e più recenti contingenze, prima di aver compiuto l'opera di sviluppo e sistemazione della teoria, che presenta ancora oggi un vasto campo di ricerche pressochè inesplorato.

Dello stesso anno della precedente è la memoria del GINI: *Nuovi contributi alla teoria delle relazioni statistiche*, che completa una teoria degli indici di connessione. Ma, a parte risultati di dettaglio, solo nel 1939 il SALVEMINI (*Sugl'indici di omofilia*, in « Atti della I^a Riunione Scientifica della S.I.S. », Pisa, 1939) costruiva la tabella di cograduazione, che è come l'uovo di Colombo nella trattazione del sistema di indici creato dal GINI, e nel 1951 il FRECHET — che già nel 1935 aveva indicato gl'indici di connessione del Gini come la migliore espressione fino allora proposta per la misura della dipendenza d'una variabile da un'altra (*Sur le coefficient de linéarité dit de corrélation*, in « Revue de l'Inst. Inter. de Stat., 1935, 4) — studiando con i procedimenti rigorosi dell'Analisi la funzione di ripartizione doppia associata alle funzioni di ripartizione di due variabili semplici (*Sur les tableaux de corrélation dont les marges sont données* in « Annales de l'Université de Lyon », Série III, fasc. 4, Section A, Sciences Mathématiques et Astronomie) dà inizio ad una serie di lavori (G. DALL'AGLIO: *Sugli estremi dei momenti delle funzioni di ripartizione doppie*, in « Annali della Scuola Normale Sup.», Pisa, 1956; G. LANDENNA: *La dissomiglianza*, in « Statistica », n. 1, gennaio, marzo 1956; e entrambi in: « Pubblicazioni dell'Istituto di Statistica e dello Istituto di Calcolo delle Probabilità » della Facoltà di Scienze Statistiche Demografiche ed Attuariali dell'Università di Roma) nei quali si raggiungono nuovi sviluppi rielaborando la teoria secondo uno schema generale più astratto che è ai confini tra la teoria della Statistica e il Calcolo delle Probabilità astratto, e sarebbe il campo della *Statistica pura*, secondo G. POMPILJ (« Atti della VIII Riunione della S.I.S. », Roma, 1949).

stituisce null'altro che un criterio di classificazione delle intensità del carattere Y. Qualunque sia il criterio o carattere X, le classi Y_i costituiscono un insieme per sua natura sconnesso la cui eterogeneità costituisce dipendenza.

A quale delle modalità di X corrisponda una determinata distribuzione parziale di Y è tutt'affatto indifferente. L'assenza di connessione esclude la esistenza di ogni altro tipo di relazione. La presenza di connessione apre il campo a due principali indagini subordinate :

a) ricerca della concordanza, ove si possano confrontare gli scostamenti di una modalità di X dalle varie modalità di Y e viceversa,

b) ricerca delle relazioni medie che passano tra i due caratteri, se essi sono entrambi quantitativi.

Se entrambi i caratteri sono quantitativi, cioè nel caso di associazione tra due variabili, se è vero che si possono dare misure della concordanza che non muovono da procedimenti di interpolazione [8] è ugualmente vero che una misura della concordanza risulta dalla rappresentazione della relazione tra le due variabili mediante una retta interpolatrice. Infatti, poichè a ciascun valore di una delle due variabili è associata una pluralità di valori della altra, ci si può porre la domanda : *in media*, a valori crescenti dell'una sono associati valori crescenti o decrescenti dell'altra ? e a questa domanda dà risposta il segno del coefficiente angolare di qualunque retta interpolatrice sempre che esso goda delle seguenti proprietà :

a) è nullo se la variabile doppia presenta connessione nulla, o comunque, quando la variabile doppia presenta simmetria rispetto a una parallela all'asse delle X ;

b) è positivo se ciascuna delle due variabili è funzione invertibile crescente dell'altra, e negativo se è funzione invertibile decrescente dell'altra.

---

[8] È la strada maestra battuta dal GINI, al quale si deve la teoria della concordanza (*Indice di omofilia, Nuovi contributi alla teoria delle relazioni statistiche, Sul criterio di concordanza tra due caratteri ;* tutti in « Atti dello Istituto Veneto di Scienze Lettere ed Arti », Anni accademici 1914-15 e 1915-16, Tomo LXXV).

Poichè le proprietà *a)* e *b)* costituiscono le condizioni minime che possa imporre un qualsiasi criterio accettabile di interpolazione, resta l'inconveniente che i metodi più semplici d'interpolazione, fondati su proprietà degli scarti dell'una o dell'altra variabile dai valori risultanti per essa dalla funzione interpolatrice, e quindi non simmetrici rispetto alle due variabili associate, forniscono due misure della concordanza a seconda che si consideri variabile indipendente una o l'altra delle due.

L'ammissione di una pluralità di misure della concordanza toglie ogni importanza teorica a tali divergenze di risultati, ma non ogni importanza pratica, in relazione sia all'impossibilità di apprezzare differenze troppo minute di concetto, sia alla difficoltà di sintetizzare poi maggior numero di risultati parziali.

Anche in tali casi si preferisce quindi ricorrere a misure simmetriche della concordanza, ricorrendo a una media dei due coefficienti angolari.

Ove si ricorra al metodo d'interpolazione dei minimi quadrati, la media geometrica dei due coefficienti di regressione fornisce come indice di concordanza il noto coefficiente di correlazione del Bravais [*], il massimo del cui valore assoluto non è, di regola, compatibile colle distribuzioni marginali dei due caratteri.

L'uso del coefficiente del Bravais come misura della concordanza è pertanto legittimo solo quando l'associazione deve considerarsi un fenomeno contemporaneo e non susseguente alla formazione delle distribuzioni marginali, o almeno solo quando si considerano come valori «associabili» i valori di due distribuzioni sufficientemente numerose delle due variabili.

Naturalmente, da tale punto di vista interpolatorio non è luogo a distinguere diversi aspetti della concordanza a seconda che si considerino le intensità gli scostamenti (da una unica media) o le variazioni, perchè l'indice è invariante per traslazione e cambiamento dell'unità di misura delle due variabili.

---

[*] In maniera poco diversa, il Gini (*Sur le coefficient de corrélation comme caractéristique du degré de concordance*, in « Revue de l'Inst. Inter. de Statist., 1936 - 3) ottiene il coefficiente del Bravais come misura del grado di concordanza, con procedimento interpolatorio, ragguagliando un coefficiente di regressione al proprio massimo.

Quando si voglia tener conto dei vincoli imposti all'associazione dalle distribuzioni separate dei due caratteri, si può dividere il coefficiente del Bravais per il suo massimo compatibile con tali distribuzioni, che si ottiene associando le quantità cograduate dei due caratteri, in caso di concordanza positiva e quelle contrograduate in caso di concordanza negativa (discordanza). Si hanno così gli indici quadratici di omofilia ([10]), che si presentano sotto la forma :

$$ {}^{2}_{+}\omega = \frac{\sum n_{ij}\,\eta_{ij}\,\varepsilon_i}{\sum \eta_l\,\varepsilon_l}\,, \qquad {}^{2}_{-}\omega = \frac{\sum n_{ij}\,\eta_{ij}\,\varepsilon_i}{\sum_e \eta_l\,\varepsilon_{n-i}} \qquad [28] $$

Nella [28] l'indice l indica il posto delle quantità x e y nella graduatoria crescente dei due caratteri.

In tale misura della concordanza, concordanza tra due caratteri prende il significato particolare di concordanza tra le medie aritmetiche di un carattere e le modalità dell'altro. Segue come corollario che la concordanza degli scostamenti di un carattere dalle rispettive medie parziali e le modalità dell'altro è nulla ([11]).

([10]) La denominazione è quella del GINI.

([11]) L'affermazione del testo risulta chiara ove si pensi alle tabelle degli scarti di ciascuna distribuzione parziale delle rispettive medie, la cui linea di regressione di Y a X è l'asse delle x. Essa non contrasta con la precedente considerazione sulla invarianza del coefficiente di correlazione del Bravais (e quindi dell'indice quadratico di omofilia) per trasformazioni affini delle due variabili.

Ma la teoria della concordanza non rientra negli obiettivi di questo lavoro se non per gli aspetti che si possono far rientrare nella teoria della interpolazione. Benchè insufficienti da un punto di vista sistematico, tali aspetti hanno certo notevole importanza e il GINI ha voluto denominare « indici di correlazione » una speciale classe di indici di concordanza. Sebbene questa proposta abbia il vantaggio di conservare al coefficiente di correlazione del Bravais anche come indice di concordanza, il proprio appellativo, a noi pare che cozzi contro la difficoltà di cambiare nome agli indici di accostamento che sono la elaborazione più completa della teoria generale della correlazione, mentre comporta il rischio d'introdurre nella teoria della concordanza un po' della molta confusione e vaghezza che è ormai tradizionale nel concetto di correlazione. Due inconvenienti gravi ad un tempo.

§ III. — *Teoria della connessione e, in particolare, teoria degli indici globali (o sintetici) di connessione.*

III. 8. Ogni funzione positiva che si annulli esclusivamente quanto le funzioni di ripartizione di due variabili statistiche relative a uno stesso carattere X coincidono, può essere assunta come misura della dissomiglianza tra le due variabili.

Due principali tipi di funzioni si possono considerare. Il primo, che dipende dalle sole frequenze delle modalità del carattere, è della forma

$$D^k = \Sigma \mid f_i - f_i' \mid^k \qquad [29]$$

ove $f_i = n_i/n$

D è un puro numero, e assume il valore massimo 2, per qualunque k, quando le due distribuzioni presentano ciascuna una sola modalità del carattere l'una diversa dall'altra, qualunque esse siano. Tale misura attribuirebbe pertanto la massima dissomiglianza a due distribuzioni uniformi di stature, purchè non coincidenti, sia che la differenza tra le stature sia di 1 che di 10 centimetri. Essa è adatta a misurare la dissomiglianza tra distribuzioni di caratteri qualitativi non ordinabili (sconnessi) anzichè tra caratteri quantitativi.

Nelle funzioni del secondo tipo si pongono a confronto le intensità cograduate delle due distribuzioni.

Esse assumono in generale la forma :

$$D^k = \frac{1}{n} \Sigma \mid x_i - x_i' \mid^k \qquad [30]$$

L'indice i indica nella [30] il posto delle quantità corrispondenti nelle graduatorie entrambe crescenti o decrescenti delle quantità delle due distribuzioni ([12]).

Le curve di graduazione essendo le funzioni inverse delle curve di ripartizione, la [30] è nulla quando e solamente quando

---

([12]) Si osservi che nel caso di caratteri qualitativi, per $k = 1$ la [29] diventa un caso particolare della [30], ove si adotti, col GINI, la convenzione di considerare la dissomiglianza rispetto a ciascuna modalità i, alla quale si attribuisce il valore 1, mentre tutte le altre si fondono in una unica modalità non i, alla quale si attribuisce il valore zero.

le funzioni di ripartizione coincidono ; il suo massimo invece dipende dalla composizione degl'insiemi ai quali le due distribuzioni si considerano appartenere.

Se il carattere presenta un minimo e un massimo valore e nessun'altra condizione è imposta alle due distribuzioni, il massimo della [30] coincide col campo di variazione, che è il valore assunto dalla [30] quando una delle distribuzioni consta di quantità tutte uguali al minimo e l'altra di quantità tutte uguali al massimo del carattere, sicchè l'indice relativo di dissomiglianza risulta :

$$\frac{D}{max\, D} = \frac{\sqrt[k]{\frac{1}{n} \Sigma\, [x_i - x'_i]^k}}{x_n - x_1} \qquad [31]$$

La dissomiglianza tra due distribuzioni dipende dalla differenza tra le medie e dalla dissomiglianza tra le distribuzioni degli scostamenti.

Se per es., le due variabili statistiche coincidono a meno di una translazione, le due curve di graduazione sono parallele e l'indice di dissomiglianza risulta uguale al valore assoluto della differenza tra le medie aritmetiche :

$$D = |\, \bar{x} - \bar{x}' \,|$$

Se, lasciate costanti le due medie $\bar{x}$ e $\bar{x}'$ deformiamo comunque una delle distribuzioni degli scarti, l'area racchiusa tra le due curve di graduazione resta costante fino a che la curva x' non interseca l'altra. Quando essa passa al disopra dell'altra, tale area s'incrementa del doppio delle aree limitate superiormente dalla x' e inferiormente dalla x.

Nel caso della figura è :

$$\text{area } A'\,M'\,B'\,BMA = \text{area } A''\,M'\,B''\,BMA =$$

$$= \text{area } IM'\,B'''\,BMI - 2\,AIA'''$$

Pertanto : l'indice assoluto di dissomiglianza d'ordine 1 ($k = 1$) è sempre non minore della differenza tra le medie aritmetiche :

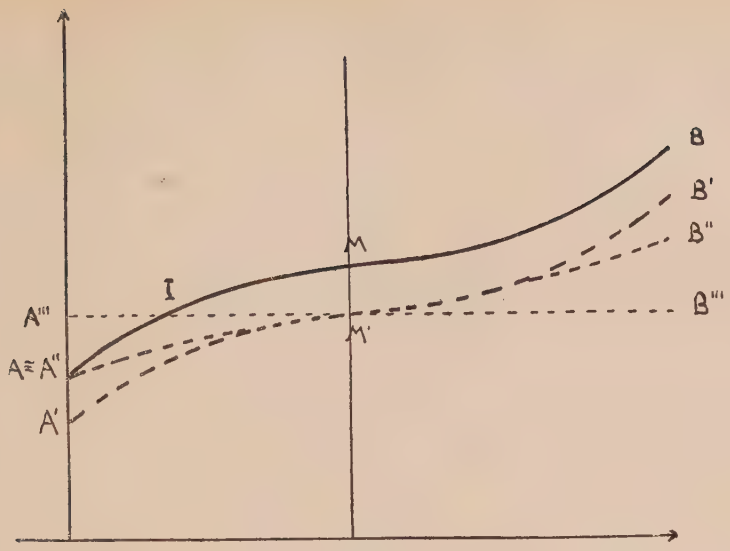


Fig. 1

$$'D \geq |\bar{x} - \bar{x}'| \qquad [32]$$

L'indice di dissomiglianza del I° ordine ha però la caratteristica di non essere sensibile, se le medie aritmetiche delle due distribuzioni sono diverse, alla deformazione della distribuzione degli scarti fino a che tra le due distribuzioni non appare transvariazione.

Preferiamo pertanto considerare l'indice del 2° ordine :

$$^2D = \sqrt{\frac{1}{n} \Sigma (x_i - x'_i)^2} \qquad [33]$$

Poniamo :

$$x_i = \bar{x} + \varepsilon_i$$

$$x'_i = \bar{x}' + \varepsilon'_i$$

Risulta :

$$n\,{}^2D^2 = \Sigma (\bar{x} - \bar{x}' + \varepsilon_i - \varepsilon'_i)^2$$

e quindi :

$$^2D^2 = (\bar{x} - \bar{x}')^2 + \frac{1}{n} \Sigma (\varepsilon_i - \varepsilon'_i)^2 \qquad [34]$$

Il primo dei due addendi dei quali consta il secondo membro della [34] è il quadrato della differenza tra le medie, e può essere indicato con ${}^2D_m^2$. L'altro esprime la dissomiglianza tra le distribuzioni degli scarti. Esso può essere indicato con ${}^2D^2$. Pertanto, posto :

$$ {}^2D_m^2 = (\bar{x} - \bar{x}')^2 \qquad [35] $$

$$ {}^2D_s^2 = \frac{1}{n} \Sigma (\varepsilon - \varepsilon')^2 \qquad [36] $$

risulta

$$ \boxed{ {}^2D^2 = {}^2D_m^2 + {}^2D_s^2 } \qquad [37] $$

Per la determinazione del massimo di ${}^2D_s$ ricorriamo alla [36] e osservato che le due curve di graduazione delle ε sono entrambe non decrescenti (o non crescenti), risulta subito che ${}^2D_s$ assume il suo valore massimo quando una delle due distribuzioni è uniforme ($x = \text{cost.}$) e l'altra presenta il massimo scarto quadratico medio compatibile colle condizioni imposte alla distribuzione.

Tale massimo è

$$ max\ {}^2D_s = max \sqrt{(x_n - \bar{x})\ (\bar{x} - x_1)} = \frac{x_n - x_1}{2} \qquad [38] $$

D'altra parte è :

$$ max\ {}^2D_m = max\ {}^2D = x_n - x_1 $$

Posto :

$$ {}^kd = \frac{{}^kD}{max\ {}^kD}\ ,\ {}^kd_m = \frac{{}^kD_m}{max\ {}^kD_m}\ ,\ {}^kd_s = \frac{{}^kD_s}{max\ {}^kD_s} $$

risulta :

$$ {}^2d^2 = {}^2d^2_m + \tfrac{1}{4}\ {}^2d^2_s \qquad [39] $$

Una osservazione importante che giova fare esplicitamente è la seguente: i massimi di D_s e D_m non sono compatibili tra di loro. In effetti, quando D_m assume il suo valore massimo $x_n - x_1$ è

$$D_s = 0$$

Viceversa, poichè D_s è massimo quando una delle due distribuzioni è simmetrica e polarizzata negli estremi del campo di variazione del carattere e l'altra è costante, D_m assumerà il valore massimo quando quest'ultima distribuzione coincide con uno degli estremi del campo di variazione. In questo caso si ha quindi:

$$max\ D_s = \frac{x_n - x_1}{2}$$

$$max\ D_m = \frac{x_n - x_1}{2}$$

e

$$^2D = \frac{x_n - x_1}{\sqrt{2}}$$

mentre

$$max\ D = x_n - x_1$$

Qualora s'impongano vincoli più restrittivi alle due distribuzioni i massimi considerati possono risultarne diminuiti e la formula [39] venire modificata in conseguenza.

Se le due variabili statistiche sono relative non allo stesso carattere, ma a caratteri diversi espressi nella stessa unità di misura, può darsi che i rispettivi campi di variazione presentino estremi diversi. In tale ipotesi, se indichiamo con $x_{1,m}$ il minore fra i due valori x_1 e x'_1, con $x_{2,m}$ il maggiore tra x_n e x'_n, risulta:

$$max\ ^2D = x_{2m} - x_{1m}\ ,$$

$$max\ ^2D_m = max\ ^2D\ ,$$

$$max\ ^2D_s = [x_2 - x_1]_m = max\ (x_2 - x_1\ ,\ x'_2 - x'_1)\ ,$$

che scriveremo simbolicamente

$$[x_2 - x_1]_M ,$$

e quindi

$$\boxed{{}^2d^2 = {}^2d_m^2 + \frac{[x_2 - x_1]_M}{2\,(x_{2m} - x_{1m})}\,{}^2d_s^2} \qquad [39']$$

In questa formula rientra la [39] come caso particolare.

Se i due caratteri non sono espressi nella stessa unità di misura le due distribuzioni non sono paragonabili. Per eseguire il confronto occorrerà preliminarmente trasformare la variabile data, dividendo le singole misure o per una media o per un indice di variabilità.

III 9. Gl'indici di dissomiglianza costituiscono il punto di partenza per la misura della connessione. Se tra i caratteri X e Y questa è nulla, dev'essere nulla la dissomiglianza tra due distribuzioni parziali qualsiasi del carattere Y, associate ciascuna a una modalità di X; e viceversa, se le dissomiglianze tra due distribuzioni parziali qualsiasi è nulla, la connessione è nulla.

Poichè gl'indici di dissomiglianza sono quantità essenzialmente positive, l'indice di connessione si può costruire come una media di indici di dissomiglianza.

Se il carattere X ha r modalità si possono costruire $\binom{r}{2} = \frac{r\,(r-1)}{2}$ indici di dissomiglianza, confrontando ciascuna distribuzione parziale con tutte le altre: $r - 1$ di questi confronti sono sufficienti per assicurare l'assenza di connessione, ma la media degl'indici di dissomiglianza di una particolare distribuzione parziale da tutte le altre cambia a seconda della distribuzione che si considera : essa è una misura della dissomiglianza (media) delle altre distribuzioni parziali dalla data. Se eseguiamo il confronto di questa anche con sè stessa, alla media degli r indici di dissomiglianza che così si ottengono si può dare il signifi-

cato di dissomiglianza della distribuzione doppia dalla data distribuzione parziale.

Se tale distribuzione parziale rappresenta il tipo di distribuzione al quale tutte le altre debbono assomigliare nel caso di assenza di connessione, la media corrispondente degl'indici di dissomiglianza può essere assunta come indice di connessione.

È questo il caso se si classificano gli individui di una popolazione colpita da epidemia a seconda dell'esito della malattia e della condizione rispetto alla vaccinazione contro tale morbo epidemico. Sia, ad esempio, la seguente tabella a doppia entrata :

ESITO DELLA MALATTIA	CONDIZIONE RISPETTO ALLA VACCINAZIONE		
	non vaccinati	vaccinati	Totale
Non colpiti.			
Colpiti e guariti. . .			
Colpiti e morti . . .			
TOTALE			

Se la vaccinazione è efficace (esistenza di connessione tra i due caratteri) i vaccinati si distribuiscono secondo l'esito della malattia in maniera differente dei non vaccinati e la distribuzione complessiva secondo l'esito dipende dalla frequenza dei vaccinati nella popolazione.

Assenza di connessione significa, in questo caso, nessuna efficacia della vaccinazione e quindi distribuzione dei vaccinati, per esito, uguale a quella dei non vaccinati. Conviene quindi assumere tale distribuzione come distribuzione di riferimento e calcolare la dissomiglianza da tale distribuzione.

L'esempio precedente vale anche come esempio di associazione tra due variabili divise in intervalli, potendosi, con opportune convenzioni, trasformare, per es., la tabella precedente nella seguente :

CONDIZIONE RISPETTO ALLA VACCINAZIONE

GRAVITÀ ED ESITO DELLA MALATTIA	VACCINATI SECONDO L'INTERVALLO DI TEMPO TRA DATA DELLA VACCINAZIONE E SCOPPIO DELL'EPIDEMIA (anni)								complesso
	meno di 2	2-4	4-6	6-8	8-10	10-20	più di 20	non vaccinati	
	0	1	2	3	4	5	10	100	
Non colpiti. 0									
Colpiti e guariti 1									
2									
3									
4									
5									
Morti 10									
TOTALE									

L'esempio precedente, nel quale la distribuzione di un carattere, che si otterrebbe in caso di indipendenza dei due fenomeni, coincide con quella relativa a una modalità particolare dell'altro, è più la eccezione che la regola. Possiamo anzi dire che, in generale, le distribuzioni parziali non godono di questa proprietà, della quale gode invece, qualche volta, la distribuzione totale, o marginale, del carattere Y. Ciò accade sempre quando l'associazione tra i due caratteri è posteriore alla formazione delle distribuzioni associate dei caratteri X e Y.

Quando invece l'associazione è il risultato di una scelta che avviene entro un insieme più esteso di quello costituito dalle distribuzioni marginali, la proprietà precedente può essere solo ammessa, formulando esplicitamente la ipotesi della indipendenza, l'una dall'altra, delle due distribuzioni marginali, salvo a giustificare la fondatezza o la plausibilità di questa ipotesi ([13]).

A parte i casi precedenti, la distribuzione marginale del carattere Y si può sempre assumere come distribuzione di confronto ove ci si limiti a considerare l'associazione entro il gruppo costituito

([13]) Nel caso delle distribuzioni per età, o per statura, degli sposi al matrimonio, l'ipotesi equivale ad ammettere che l'attrazione tra le età e le stature non opera tra le distribuzioni dei non coniugati, ma tra le distribuzioni marginali, determinate indipendentemente, dal complesso delle altre circo-

dalle due distribuzioni marginali associate nella variabile doppia. È soprattutto in tale accezione che si assume come misura (assoluta) della connessione una media degl'indici di dissomiglianza tra le distribuzioni parziali e la distribuzione totale. Se ponderiamo tale media con pesi uguali al numero delle unità di ciascuna distribuzione parziale ([14]), per l'indice quadratico di connessione risulta la formula :

$$ {}^2C_t = \sqrt{\frac{\Sigma\, n_i\, {}^2D^2_{t,i}}{n}} \qquad [40] $$

In tutti i casi, e in particolare in tutti i casi diversi dai precedenti, la misura della connessione si ottiene mediante il confronto delle distribuzioni parziali tra di loro :

$$ {}^2C = \sqrt{\frac{\Sigma\Sigma\, n_i\, n_j\, {}^2D^2_{i,j}}{n^2/2}} \qquad ([15])\ [41] $$

Nessuna condizione vincola l'uso della [41] ([16]), mentre la [40] è vincolata alle condizioni sopraddette, che limitano il campo

---

stanze, che si suppongono costanti. Se, e entro quali limiti una tale ipotesi sia accettabile non potremo dire che dopo il vaglio di uno schema opportuno, che consenta anche almeno una parziale verifica dell'ipotesi, su materiale statistico adatto.

([14]) È ovvio che l'indice dipende dalla ponderazione adottata e quindi dalla distribuzione marginale del carattere X. Esso è pertanto una misura relativa alla associazione dei due caratteri in quella determinata variabile doppia e non può essere estesa ad altri casi di associazione degli stessi caratteri se non si ammette esplicitamente la stabilità di entrambe le distribuzioni marginali, a meno che non si provveda a rendere comparabili i risultati mediante un procedimento di eliminazione, come ha fatto, per esempio, il Gini (*Sulle vaccinazioni antitifiche*, già cit.).

([15]) Poichè nel seguito considereremo, di regola, solo indici quadratici, ometteremo l'indice 2 in alto a sinistra dei simboli, sempre che ciò non possa generare equivoci.

([16]) Il Faleschini (*Indici di connessione*, già cit.) giudica il confronto delle distribuzioni parziali tra loro come uno dei mezzi per *superare* la obbiezione del Mortara. Inoltre egli considera gl'indici di dissomiglianza di non troppo evidente « contenuto logico » e richiama in proposito uno dei significati *interpolatori* del coefficiente di correlazione. Non possiamo seguire questo A. in particolare su tale riavvicinamento di cose diverse, nè su certi arbitrari giudizi, nè sulle condizioni alle quali egli ritiene dovrebbe soddisfare un buon indice di connessione, tutto ciò risentendo, a nostro modo di vedere, di un forse affrettato ampliamento del primitivo piano di quello scritto giovanile.

d'applicazione e il significato dell'indice. È opportuno anche osservare che gli esempi di variabili statistiche associate, le cui distribuzioni totali possono essere considerate del tutto indipendenti dal fenomeno dell'associazione, sembrano essere piuttosto rari e per lo più artificiali.

Anche in quelle popolazioni dove è costume che tutti gli uomini e tutte le donne di certe classi di età siano sposati, l'associazione dei caratteri maschili e femminili nelle coppie coniugali è condizionata sì dalle distribuzioni dei singoli caratteri, ma la condizione che giustifica il confronto di ciascuna distribuzione parziale con la totale corrispondente è realizzata solo all'interno del gruppo più vasto entro il quale i matrimoni risultano endogami e può ben darsi che questo gruppo sia tanto vasto che in esso la popolazione che interessa perde ogni rilevanza, oppure che in essa non tutti gli atti al matrimonio sono in effetti sposati.

Osserviamo inoltre che, se le medie parziali non sono tutte uguali tra di loro, le distribuzioni parziali degli scarti non possono essere tutte simili alla distribuzione marginale degli scarti, anche se sono tutte uguali tra di loro, perchè la distribuzione marginale degli scarti dipende anche dalle intensità delle singole medie parziali.

Così, ad esempio, nella distribuzione doppia seguente :

Tav. I.

Y \ X	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	
3					1	1
2				3	2	5
1			1	6	1	8
0		2	2	3		7
—1	1	4	1			6
—2	2	2				4
—3	1					1
	4	8	4	12	4	32

tutte le distribuzioni parziali degli scarti $\overline{y}_i - \overline{y}_i$ sono simili tra loro, ma molto dissimili dalla distribuzione marginale degli scarti.

In base alla formula [37], posto

$$C^2_{t,m} = \frac{1}{n} \Sigma\, n_k\, D^2_{(t,k)m}$$

risulta

$$C^2_t = C^2_{t,m} + D^2_{t,s}$$

ove

$$D^2_{t,s} = \frac{1}{n} \Sigma\, n_k\, D^2_{(t,k)s}$$

ma non può porsi

$$C^2_t = C^2_{t,m} + C^2_{t,s}$$

perchè

$$D^2_{t\,s}$$

non esprime la connessione degli scarti del carattere Y alle modalità del carattere X. Questa si ottiene come media degli indici di dissomiglianza delle distribuzioni parziali degli scarti colla distribuzione della somma di tali distribuzioni parziali. Essa risulta dalla Tabella II e la indicheremo col simbolo C_{ts}.

TAB. II.

	x_1	x_2	x_0	x_4	x_5	
—1	1	2	1	3	1	8
0	2	4	2	6	2	16
1	1	2	1	3	1	8
	4	8	4	12	4	32

È $C_{ts} = D_{ts}$ e $D^2_{is} = \frac{1}{n} \Sigma\, n_k\, D^2_{isk}$, ma allora risulta

$$C^2_t > C^2_{t,m} + C^2_{ts}$$

Così, per esempio, per la distribuzione doppia di cui alla Tab. I, la Tab. II fornisce

$$C_{ts} = 0$$

Per calcolare C^2_t e $C^2_{t,m}$ da cui per differenza conviene ricavare $D^2_{t,s}$ costruiamo la tabella totale di cograduazione, che è la somma delle tabelle di cograduazione tra le singole distribuzioni parziali e quella totale.

Nella Tab. III abbiamo riportato nelle caselle dell'ultima riga le cinque distribuzioni parziali $\left(\text{moltiplicate per } \frac{32}{4}\right)$ e nell'ultima colonna cinque volte la distribuzione totale, moltiplicata per $n_{i/4}$. Così facendo la tabella quadrata di cograduazione totale risulta avere le due distribuzionali marginali uguali tra loro e alla distribuzione marginale del carattere Y nella tabella I, moltiplicata per 8.

In ciascuna tabella parziale di cograduazione è arbitrario quale delle due distribuzioni messe a confronto sia da riportare nelle colonne e quale nelle righe. Tenuto conto del fatto che le tabelle che si riducono l'una all'altra mediante scambio delle righe con le colonne sono da considerarsi uguali, si hanno in tutto $2^5/2$ tabelle diverse di cograduazione totale, delle quali una sola, quella costruita nella tab. III, presenta due distribuzioni marginali uguali alla corrispondente della tab. I.

Tutte queste tabelle si ottengono però l'una dall'altra trasferendo alcune frequenze da una casella alla casella simmetrica rispetto alla bisettrice principale. Poichè in tali caselle il modulo della differenza tra le quantità associate è costante, tutte le tabelle totali forniscono, per la [40], un identico valore.

Dalla tab. III si ottiene ;

$$C^2_t = \frac{1}{256}\left[0 \times 61 + 1^2 \times 101 + 2^2 \times 69 + 3^2 \times 23 + 4^2 \times 2\right]$$

$$= \frac{1}{256}\, 616 = \frac{154}{64}$$

Tab. III

Costruzione della tabella di cograduazione totale corrispondente alla tab. I

	−3	−2	−1	0	1	2	3	
				[1]	[13]	[35]	[45]	[61]
3			1 **1**	2 **2**	1 **1**	**3** 3	**1** 1	[56]
2			5 **5**	10 **10**	5 **5**	**15** 15	**5** 5	[34]
1		6 **6**	2 12 **14**	4 6 **10**	2 **20** 18	**12** 6 6	**2** 2	[10]
0		7 **7**	14 **14**	7 **7**	**21** 21	**7** 7		[1]
−1	3 **3**	3 6 **9**	6 3 **9**	3 **12** 9	**12** 9 3	**3** 3		
−2	4 **4**	8 **8**	4 **4**	**12** 12	**4** 4			
−3	1 **1**	2 **2**	1 **1**	**3** 3	**1** 1			
	8 **8**	16 16 **32**	8 32 8 **48**	16 16 **56** 24	8 **64** 48 8	**40** 24 16	**8** 8	

3	1 2 1 **8** 3 1
2	5 10 5 **40** 15 5
1	8 16 8 **64** 24 8
0	7 14 7 **56** 21 7
−1	6 12 6 **48** 18 6
−2	4 8 4 **32** 12 4
−3	1 2 1 **8** 3 1
	32 64 32 **256** 96 32

Inoltre :

$$C^2_{t,m} = \frac{1}{n} \Sigma\, n_k\, (\bar{y}_k - \bar{\bar{y}})^2 \qquad [42]$$

Dalla tab. I risulta che la distribuzione delle medie $\bar{y}_i$ è la seguente :

$\bar{y}_i$	— 2	— 1	0	1	2
n_i	4	8	4	12	4

e $\bar{\bar{y}} = \frac{1}{8}$

e quindi :

$$\sigma^2_{\bar{y}_k} = \frac{1}{8}(1^2 \times 5 + 2^2 \times 2) - \left(\frac{1}{8}\right)^2 = \frac{103}{64}$$

per cui risulta

$$C^2_{t,m} = \frac{103}{64}$$

e per differenza :

$$D^2_{t,s} = \frac{51}{64}.$$

Se si applica il metodo di confronto che porta alla [41], tenuto conto che in questo caso :

$$D_{ij} = \bar{y}_i - \bar{y}_j$$

si ricava subito :

$$C = C_m$$

dove con C_m si è indicata la connessione delle medie $\bar{Y}_i$ all'altro carattere, e :

$$C^2_m = {}^2\Delta^2_{\bar{R},\bar{y}_k} = 2\,\sigma^2_{\bar{y}_k}$$

e quindi :

$$C^2 = C_m^2 = \frac{206}{64}$$

III 10. Moltiplichiamo per n tutte le frequenze di ciascuna distribuzione parziale, per n_i le frequenze di quella totale messa a confronto con la distribuzione parziale di Y associata alla modalità X_i di X, e con l'indice j il posto che le varie quantità di ciascuna distribuzione occupano nella graduatoria crescente del carattere Y. Risulta :

$$n_i\, n\, D_{t,i}^2 = \Sigma\, (y_j - y_{ij})^2 = \Sigma\, [(y_j - \bar{y}) - (y_{ij} - \bar{y})]^2$$

$$= n_i\, n\, \sigma_y^2 + \Sigma_j\, (y_{ij} - \bar{y})^2 - 2\, \Sigma_j\, (y_j - \bar{y})\, (y_{ij} - \bar{y})$$

e applicando la [40] :

$$n^2\, D_t^2 = 2\, n^2\, \sigma_y^2 - 2\, \Sigma_i\, \Sigma_j\, (y_j - \bar{y})\, (y_{ij} - \bar{y})$$

Se ci riferiamo alla tabella di cograduazione totale che ha entrambe le distribuzioni marginali simili alla distribuzione marginale del carattere Y, il secondo addendo a secondo membro della formula precedente è uguale a $2\, n\, p_t$ ove $p_r = cov.\ (y, y_i)$.

Risulta pertanto :

$$D_t^2 = 2\, \sigma_y^2 - 2\, p_t \qquad [42]$$

e poichè le distribuzioni marginali sono uguali, i coefficienti di regressione risultano uguali al coefficiente di correlazione e :

$$C_{ty}^2 = 2\, \sigma_y^2\, (1 - r_{ty}) \qquad [43]$$

Si osservi che :

$$n^2\, p_t = \Sigma_i\, \Sigma_j\, (y_j - \bar{y})\, (y_{ij} - \bar{y}) =$$

$$= \Sigma_i\, \Sigma_j\, (y_j - \bar{y})\, (y_{ij} - \bar{y}_i) + \Sigma_i\, (\bar{y}_i - \bar{y})\, \Sigma_j\, (y_j - \bar{y})$$

Ma poichè $\Sigma_j (y_j - y) = 0$ il 2° addendo della precedente è nullo, mentre il primo rappresenta, la somma rispetto a tutti i valori dell'indice i di $n\, n_i$ volte la covarianza della variabile y_i associata alla cograduata y. Indichiamo tale covarianza con p_{ti} :

$$p_{ti} = \frac{\Sigma_j (y_j - \bar{y})\,(y_{ij} - \bar{y}_i)}{n\, n_i}$$

Possiamo scrivere :

$$n\, p_t = \Sigma\, n_i\, p_{ti}$$

e

$$cov\,(y\,,\,\Sigma\, y_i) = \frac{1}{n}\,\Sigma\, n_i\, cov\,(y\,,\,y_i)$$

Poichè la covarianza tra ciascuna delle variabili y_i e la cograduata y non può essere negativa, risulta :

$$0 \leq r_{t,y} \leq 1 \qquad [44]$$

e quindi :

$$max\, C^2_{t,y} = 2\,\sigma^2_y \qquad [45]$$

Tale massimo è vincolato alla condizione della costanza della distribuzione marginale di y : essa si riferisce quindi all'insieme di tutte le possibili associazioni di una variabile statistica data y, colle modalità di un'altra variabile.

Perchè esso sia realizzato è necessario che sia nulla la covarianza tra ciascuna variabile y_i e la cograduata marginale y e ciò è verificato sempre e solo quando le y_i = cost. Ciò esige che il numero delle modalità dell'altro carattere sia non inferiore al numero delle modalità del carattere Y.

Pertanto l'indice quadratico relativo di connessione :

$$c_{t,y} = \sqrt{\frac{\Sigma\,\Sigma\,(y_j - y_{ij})^2}{n^2\,\sigma^2_y}} \qquad [46]$$

che assume la forma semplicissima :

$$c_{t,y} = \sqrt{1 - r_{t,y}} \qquad [46']$$

esprime con :

$c_{t,y} = 0$ la condizione necessaria e sufficiente della indipendenza di y da x

$c_{t,y} = 1$ la condizione necessaria e sufficiente della dipendenza funzionale di y da x.

Se consideriamo anche la connessione del carattere X al carattere Y risulta subito che da :

$$^2c_{t,y/x} = 0$$

segue

$$^2c_{t,x/y} = 0$$

e viceversa, mentre da

$$^2c_{t,y/x} = 1$$

segue

$$^2c_{t,x/y} = 1$$

solo se la relazione

$$y = f(x)$$

è invertibile entro l'intero intervallo di esistenza.

Gran parte delle precedenti considerazioni valgono anche per la connessione degli scostamenti della variabile Y alle modalità della variabile X, solo che si sostituisca la tabella degli scarti a quella delle intensità. È da osservare che in generale le $\bar{y}_i$ non coincidono con le modalità effettive di y nè tra di loro e la tabella degli scarti risulta di un numero di righe molto più elevato di quello della tabella delle intensità e a modalità non equispaziate Ciò rende il calcolo degli indici più laborioso.

Consideriamo, a titolo di esempio, la variabile doppia della tab. IV :

TAB. IV.

	x_1	x_2	x_3	
2		3	2	5
1		6	—	6
0	4	1	3	8
—1	1			1
	5	10	5	20

Poichè $\overline{y}_1 = -0{,}2$; $\overline{y}_2 = 1{,}2$; $\overline{y}_3 = 0{,}8$ la tabella degli scarti e la seguente (Tab. V).

TAB. V.

	x_1	x_2	x_3	
1,2			2	2
0,8		3		3
0,2	4			4
—0,2		6		6
—0,8	1		3	4
—1,2		1		1
	5	10	5	20

e da essa si ricava quella totale di cograduazione (tab. VI). In questa le differenze lungo le parallele alla diagonale principale non risultando costanti conviene trasformare la VI nella VI′ che permette di procedere con ogni speditezza al calcolo :

Tab. VI.

	—1.2	—0.8	—0.2	0.8	1.2	0.2	
1,2				2 **2**	4 **4**	**2** 2	2 4 **8** 2
0,8				3 **3**	6 **6**	**3** 3	3 6 **12** 3
0,2		**1** 1	6 **6**	4 **4**	2 **2**	**3** 3	4 8 **16** 4
—0,2		**6** 6	12 **12**	6 **6**			6 12 **24** 6
—0,8	2 **2**	3 **7** 4	6 **6**	1 **1**			4 8 **16** 4
—1,2	2 **2**	1 **2** 1					1 2 **4** 1
	4 **4**	4 **16** 12	24 **24**	16 **16**	12 **12**	**8** 8	20 40 **80** 20

TAB. VI'

	−1.2	−1	−0.8	−0.6	−0,4	−0.2	0	0.2	0.4	0.6	0.8	1	1.2		
									[3]		[9]	[12]		[33]	
1,2								2			4		2		8
1														[11]	
0,8								3			6		3		12
0,6														[8]	
0,4														[4]	
0,2			1			6		4			2		3		16
0															
−0,2			6			12		6							24
−0,4															
−0,6															
−0,8	2		7			6		1							16
−1															
−1,2	2		2												4
	4		16			24		16			12		8		80

Si ha quindi

$$\Sigma (y_i - y_{ij})^2 = 0 \times 33 + 0.4^2 \times 23 + 0.6^2 \times 17 + 1^2 \times 7 = 16.80$$

$$C^2_{t,y} = \frac{16.80}{80} = 0.21$$

Dalla tab. V risulta

$$\sigma_y^2 = \frac{9.20}{20} = 0{,}46$$

e quindi dove si ragguagli

$$D_{ty}^2 \text{ a } \sigma_{yi}^2 \qquad C_{t,y} = \frac{21}{92}$$

Calcoliamo, a scopo di confronto, anche l'indicé di connessione totale della IV, quale risulta dalla tab. VII:

$$\Sigma(y_j - y_{ij})^2 = 0 \times 41 + 1^2 \times 34 + 2^2 \times 5 = 54 \qquad C_{t,y}^2 = \frac{54}{80} = 0.675$$

TAB. VII.

	—1	0	1	2		
		5	**12**	**41**		
2		5 **5**		10 **15** 5	**22**	5 10 **20** 5
1		6 **9** 3	10 **10**	2 **5** 3		6 12 **24** 6
0	3 **3**	5 2 **15** 8	14 **14**			8 16 **32** 8
—1	1	2 **3** 1				1 2 **4** 1
	4 **4**	16 4 **32** 12	24 **24**	12 **20** 8		20 40 **80** 20

Dalla Tab. IV risulta

$$\bar{y} = \frac{3}{4}$$

$$\sigma_y^2 = \frac{27}{20} - \frac{9}{16} = \frac{63}{80}$$

e quindi

$$C_{i,y}^2 = \frac{54}{126} = \frac{3}{7}$$

mentre

$$\Sigma\, n_i\, (\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 0{,}2^2 \times 5 + 1.2^2 \times 10 + 0{,}8^2 \times 5 -$$

$$- 0.75^2 \times 20 = 17.80 - 11.25 = 6.55$$

e quindi

$$C_{i,m}^2 = \frac{6{,}55}{20} = 0{,}3275 = \frac{131}{400}$$

da cui

$$c_{i,m}^2 = \frac{131}{315}$$

Abbiamo visto che in qualche caso si conosce la distribuzione delle modalità di Y che si verificherebbe in assenza di connessione con le modalità di X e che in tali casi conviene assumere come indice di connessione la dissomiglianza media delle distribuzioni parziali di Y da tale distribuzione, che indicheremo con Y_0.

Nulla muta nelle nostre considerazioni se, come nell'esempio fatto (§ III 9) la Y_0 coincide con qualche Y_k.

Nel caso generale è

$$m\, n_k\, D_{0,k}^2 = \Sigma\, (y_{k,i} - y_{0,i})^2 \qquad [47]$$

e posto

$$D_0^2 = \frac{1}{m\, n} \Sigma\, D_{0,k}^2 \qquad [48]$$

si ottiene facilmente:

$$D_0^2 = \sigma_y^2 + \sigma_0^2 + (\bar{y} - \bar{y}_0)^2 - 2\, \Sigma\, p_k\, p_{0,k} \qquad [49]$$

In caso di massima connessione tutte le $p_{0,k}$, risultano nulle e

$$max\ D_0^2 = \sigma_y^2 + \sigma_0^2 + (\bar{y} - \bar{y}_0)^2 \qquad [50]$$

Posto

$$y_{ki} = \bar{y}_i = \varepsilon_{k,i}$$

$$y_{0,i} - \bar{y}_0 = \varepsilon_{0,i}$$

e

$$D_{0,s}^2 = \frac{1}{m\,n} \Sigma_k \Sigma_i (\varepsilon_{k,i} - \varepsilon_{0,i})^2 \qquad [51]$$

si ottiene anche

$$D_0^2 = D_{0,m}^2 + D_{0,s}^2 + (\bar{y} - \bar{y}_0)^2 \qquad [52]$$

Dalla [49] per $\bar{y}_0 \equiv \bar{y}$ si ricava la [42].
Se osserviamo che

$$\frac{2\,p_0}{\sigma_y^2 + \sigma_0^2} = \frac{2}{\frac{1}{\rho_{y/y_0}} + \frac{1}{\rho_{\ /y}}}$$

ove $\rho_{y/y}$ e $\rho_{y_0/y}$ sono i coefficienti di re ressione della tabella totale d cograduazione ottenuta dal con onto delle y_i colla y_0, dalla [4] si ricava :

$$\boxed{c_0^2 = 1 - \frac{\sigma_y^2 + \sigma_0^2}{\sigma_y^2 + \sigma_0^2 + (\bar{y} - \bar{y}_0)^2} \rho_0} \qquad [53]$$

dove con ρ_0 si è indicata la media armonica dei coefficienti di regressione ρ_{y/y_0} e $\rho_{y_0/y}$.

Il confronto delle distribuzioni parziali con una unica distribuzione diversa dalla totale fa crescere pertanto l'indice relativo di connessione, al crescere della differenza $\bar{y} - \bar{y}_0$.

III 11. Il metodo di confronto di ciascuna distribuzione parziale con tutte le distribuzioni parziali porta alla considerazione degli indici di dissomiglianza D_{is}. Questi si calcolano moltipli-

cando le frequenze delle y_i per $\frac{n_e}{n'}$ e le frequenze delle y per $\frac{n_i}{n'}$, n' essendo il MCD delle frequenze delle modalità della variabile associata X. La considerazione di tale MCD semplifica i calcoli, ma nulla si perde in generalità se si suppone, come noi faremo, $n' = 1$.

$$D_{ie}^2 = \frac{1}{n_i\, n_e} \Sigma\, (y_{ij} - y_{ej})^2 =$$

$$= \frac{1}{n_i\, n_e} [\Sigma_j\, (y_{ij} - \bar{y})^2 + \Sigma_j\, (y_{ej} - \bar{y})^2 - 2\, \Sigma_j\, (y_{ij} - \bar{y})\, (y_{ej} - \bar{y})]$$

Poniamo

$$D^2 = \frac{1}{n^2} \Sigma\, n_i\, n_e\, {}^2D_{ie}^2$$

Essendo la sommatoria estesa a tutti i valori dei due indici i e e, sia

$$\Sigma_j\, (y_{ij} - \bar{y})^2 \qquad \text{che} \qquad \Sigma_j\, (y_{ej} - \bar{y})^2$$

formano n volte il quadrato degli scostamenti dei termini di tutte le distribuzioni parziali dalla media generale $\bar{y}$, mentre :

$$\frac{1}{n^2} \Sigma_i\, \Sigma_e\, \Sigma_j\, (y_{ij} - \bar{y})\, (y_{ej} - \bar{y})$$

rappresenta la covarianza delle variabili associate nella tabella globale di cograduazione, ottenuta sommando le tabelle di cograduazione relative a ciascuna coppia di variabili cograduate y_i e y_e.

Si ha pertanto

$$D^2 = 2\, \sigma_y^2 - 2\, p_g$$

Nella tabella globale di cograduazione ciascuna coppia di distribuzioni parziali compare 2 volte se le distribuzioni sono diverse, 1 sola volta se le distribuzioni concordano. Le coppie formate da ciascuna distribuzione con sè stessa, contribuiscono

solo alle frequenze delle caselle della diagonale principale e contribuiscono in ugual modo alla formazione delle frequenze marginali delle righe e delle colonne della tabella globale di cograduazione. Se disponiamo in questa, ciascuna delle distribuzioni della coppia di variabili cograduate $(y_i\ y_e)$ una volta per colonne e una volta per righe, la tabella di cograduazione globale risulta simmetrica e le due distribuzioni marginali risultano simili alla distribuzione marginale di y.

Con riferimento a tale tabella globale si può porre :

$$p_g = r_g\, \sigma_y^2$$

e risulta

$$D_y^2 = 2\sigma_y^2\,(1 - r_g) \qquad [54]$$

Osserviamo che

$$\Sigma_j\,(y_{ij} - \bar{y})\,(y_{ej} - \bar{y}) = \Sigma_j\,(y_{ij} - \bar{y}_i + \bar{y}_i - \bar{y})\,(y_{ej} - \bar{y}_e + \bar{y}_e - \bar{y})$$

e posto

$$\eta_{ij} = y_{ij} - \bar{y} \quad , \quad \bar{\eta}_i = \bar{y}_i - \bar{y}$$

$$\eta_{ej} = y_{ej} - \bar{y}_e \quad , \quad \bar{\eta}_e = \bar{y}_e - \bar{y}$$

e considerato che

$$\Sigma_j\,(y_{ij} - \bar{y}_i) = 0 \quad , \quad \Sigma_g\,(y_{ej} - \bar{y}_e) = 0$$

$$\Sigma_j\,(y_{ij} - \bar{y})\,(y_{ej} - \bar{y}) = \Sigma\,\eta_{ij}\,\eta_{ej} + n_i\,n_e\,\bar{\eta}_i\,\bar{\eta}_e$$

Segue che

$$p_g = \frac{1}{n^2}\,\Sigma\,n_i\,n_e\,p_{ie} \qquad [55]$$

e simbolicamente

$$cov.\,(\Sigma\,y_i\,,\,\Sigma\,y_e) = \frac{1}{n^2}\,\Sigma\,n_i\,n_e\,cov.\,(y_i\,y_e)$$

Poichè

$$p_{ie} \geq 0 \qquad \text{anche} \qquad r_g \geq 0$$

e quindi $2\sigma_y^2$ è il massimo di D_y^2 per cui l'indice quadratico di connessione globale risulta :

$$\boxed{c_y = \sqrt{1 - r_g}} \qquad [56]$$

D'altra parte, in base alla [34] possiamo scrivere :

$$D_{ie}^2 = (\bar{y}_i - \bar{y}_e)^2 + \frac{1}{n_i\, n_e} \Sigma\, (\eta_{ij} - \eta_{ej})^2$$

dove $\frac{1}{n_i\, n_e} \Sigma\, (\eta_{ij} - \eta_{ej})^2$ esprime il quadrato dell'indice quadratico di dissomiglianza tra gli scostamenti delle distribuzioni parziali iesime e eesime $D_{ie,\eta}^2$.

Si può quindi scrivere

$$D^2 = \frac{1}{n^2} [\Sigma_i\, \Sigma_e\, (\bar{y}_i - \bar{y}_e)^2 + \Sigma\, n_i\, n_e\, D_{i,e\eta}^2]$$

il primo dei due addendi a secondo membro è il quadrato della differenza quadratica media con ripetizione delle medie parziali $\bar{y}$ e vale

$$2\,\sigma_m^2 = 2\,\frac{\Sigma\, (\bar{y}_i - \bar{y})^2}{n}\,;$$

il secondo addendo è il quadrato dell'indice globale di dissomiglianza degli scostamenti di Y alle modalità di X e può essere indicato con D_η^2 .

Se indichiamo con c l'indice quadratico di connessione corrispondente, ottenuto dividendo $^2D_\eta^2$ per $2\,\sigma_\eta^2$, si ha

$$c_\eta = \frac{D_\eta}{\sigma_\eta \sqrt{2}} \qquad [57]$$

dove

$$\sigma_\eta^2 = \sigma_y^2 - \sigma_m^2 \qquad \text{e} \qquad \sigma_m = cost.$$

Si ha pertanto

$$2\,\sigma_y^2\,c_y^2 = 2\,\sigma_m^2 + 2\,\sigma_\eta^2\,c_\eta^2$$

e quindi

$$c_y^2 = r_m^2 + (1 - r_m^2)\,c_\eta^2 \qquad [58]$$

che può anche scriversi:

$$\boxed{c_y^2 = 1 - (1 - r_m^2)\,(1 - c_\eta^2)} \qquad [58']$$

Le [58] esprimono l'indice quadratico di connessione globale delle intensità di Y alle modalità di X mediante il rapporto di correlazione o indice di connessione delle medie di Y alle modalità di X e l'indice di connessione degli scostamenti di Y alle modalità di X.

Se $r_m = 0$ è $c_y = c_\eta$

$c_\eta = 0$ è $c_y = r_m$

$r_m = c_\eta = 0$ è $c_y = 0$

$r_m = 1$ è $c_y = 1$

$c_\eta = 1$ è $c_y = 1$

III 12. Il fatto che gli indici di connessione dipendono dal numero relativo delle modalità dei due caratteri impone di vincolare esplicitamente le misure della connessione al numero — e alla formazione — delle classi dei valori dei due caratteri quando queste sono in qualche modo arbitrarie, come sempre accade quando si tratta di variabili continue, divise in intervalli.

L'aumento del numero delle modalità del carattere X ha una influenza sistematica sulla misura della connessione, che tende a crescere coll'aumentare delle modalità. Sia che si misuri la connessione mediante la dissomiglianza delle distribuzioni parziali dalla totale, sia che si misuri mediante la dissomiglianza delle distribuzioni parziali tra di loro, ciò segue dalla osservazione che la dissomiglianza media di più coppie di distribuzioni

è non inferiore alla dissomiglianza delle distribuzioni somma delle date.

In effetti essa è uguale se le quantità cograduate in una coppia di distribuzioni sono tali anche nelle distribuzioni somma, e maggiore in caso diverso, che è il caso generale.

Se n non è sufficientemente elevato, può anche accadere che ove il numero delle modalità della distribuzione doppia $X\,Y$ superi n, ad ogni x_i corrisponda un distinto y_i o viceversa.

Per r e s così elevati può quindi accadere che l'indice di connessione risulti uguale all'unità mentre per r e s piccoli rispetto a n la connessione può apparire molto limitata.

Così, ad. es., la connessione del carattere Y al carattere X, associati come mostra la tab. VIII risulta massima, mentre ridotte da 12 a 3 le modalità di ciascuno dei due caratteri, come mostra la tab. IX, risulta assolutamente nulla. Intermedia è invece la connessione nelle tab. X e XI, ugualmente ricavate dalla VIII.

TAB. VIII

									1			1
	1											1
							2					2
						1						1
			2									2
				3				2				5
											1	1
					2							2
		1										1
	1	1	2	3	2	1	2	2	1		1	16

TAB. IX

1	2	1	4
2	4	2	8
1	2	1	4
4	8	4	16

TAB. X

1			1	2
	2	3		5
	3	2	1	6
1	2	—	—	3
2	7	5	2	16

TAB. XI

1	—	1	2
2	3	—	5
—	3	3	6
1	2	—	3
4	8	4	16

Naturalmente ciò non sarebbe potuto accadere e le variazioni dell'indice di connessione si sarebbero mantenute in limiti molto più ristretti se la variabile doppia di partenza (tab. VIII) fosse stata densa.

La connessione degli scostamenti di un carattere alle modalità dell'altro è nulla quando la connessione delle intensità è massima, perchè in tal caso gli scostamenti delle distribuzioni parziali risultano tutti nulli.

Perchè le distribuzioni degli scarti siano dissimili occorre che esse non constino di scarti tutti nulli, e perchè sia realizzata la massima dissomiglianza occorre che ciascuna distribuzione

parziale presenti il numero minimo di modalità possibile. D'altra parte se due distribuzioni parziali sono simili, la connessione tra i due caratteri non cambia se una di esse si sopprime e alla altra si sostituisce la somma delle due. Risulta invece da quanto abbiamo già osservato che se una distribuzione parziale si scinde in due distribuzioni dissimili, la dissomiglianza aumenta.

Le precedenti osservazioni permettono di dedurre dalle tabelle effettive le tabelle di massima connessione, compatibili colle condizioni più restrittive che si volessero considerare.

Nel caso delle intensità di Y alle modalità di X si può considerare la costanza della distribuzione marginale della X che, ove questa non coincida con una permutazione delle frequenze della marginale di Y, non permette che $max\,^2D^2$ raggiunga $2\,\sigma_y^2$.

Nel caso degli scostamenti di Y il valore $2\,\sigma_\eta^2$ non è mai raggiungibile da D_η^2 a meno che $\sigma_\eta \to 0$, nel qual caso occorre che la distribuzione tenda a concentrarsi in una sola casella. Infatti, sia per es. la distribuzione della tab. XII.

TAB. XII

1	—	n_{21}	n_{21}
0	n_{10}	—	n_{10}
— 1	—	n_{22}	n_{22}
	n_{10}	n_{20}	n

Comunque si calcoli la connessione, risulta

$$D_\eta^2 = \frac{2\,n_{10}\,n_{20}}{n^2}$$

$$\sigma_\eta^2 = \frac{n_{20}}{n}$$

e sotto condizione che $n_{21} = n_{22}$,

$$D_\eta^2 = \frac{2\,n_{10}}{n}\,\sigma_\eta^2$$

e per $n_{10} \rightarrow n$

$$D_\eta^2 \rightarrow 2\,\sigma_\eta^2 \rightarrow 0 \qquad [59]$$

Il risultato è il medesimo, comunque si complichi la tabella degli scarti, sempre che la distribuzione sia quasi totalmente concentrata nel suo baricentro. $2\,\sigma_\eta^2$ è pertanto un massimo di D_η^2 non compatibile, con nessuna distribuzione marginale effettiva di Y. D'altra parte, la tabella che realizza la connessione massima degli scarti compatibile colla distribuzione marginale degli scarti, corrisponde, di regola, a una tabella delle intensità che non solo non ha la stessa distribuzione marginale, ma neanche le stesse modalità della distribuzione di partenza.

A meno che i vincoli che si debbono imporre al fine di costruire la distribuzione che presenta la massima connessione degli scarti e la stessa connessione delle medie non risultino così rigidi da escludere la possibilità di una connessione degli scarti maggiore di quella effettiva. Ed è ciò che accade nel caso della distribuzione di cui alla tab. IV, per la quale la distribuzione degli scarti riportata nella tab. V risulta anche la tabella di massconnessione compatibile colla distribuzione marginale di X.

Che se poi si lasci cadere la condizione della costanza di quest'ultima distribuzione, la distribuzione di massima dissomiglianza tra gli scarti risulta quella della tab. XII, ma da questa non è più possibile passare ad una tabella delle intensità senza definire arbitrariamente una linea di regressione.

Tab. XII

1,2			1	1	2
0,8	3				3
0,2		4			4
—0,2			6		6
—0,8	3	1			4
—1,2				1	1
	6	5	7	2	20

Gl'indici relativi che dipendono da un complesso di condizioni variabile come quello che definisce il massimo ora considerato di D_η^2 sono di difficile interpretazione e quindi di malagevole impiego. Conviene quindi in pratica adottare il massimo non raggiungibile, di $2\sigma_\eta^2$. L'indice che si ottiene non differisce se non per un coefficiente $\frac{1}{2}$ dall'indice di dissomiglianza medio delle variazioni di Y a X, che si ottiene adottando come unità di misura degli scostamenti :

$$\eta_{ij} = y_{ij} - \bar{y}_i$$

lo scostamento quadratico medio σ_y.

A differenza degli altri indici di dissomiglianza medi fin qui considerati, questo ha dimensione zero e quindi può essere usato nei confronti della connessione tra coppie di fenomeni diversi, pur essendo un indice assoluto.

Quando al posto dell'indice

$$c_\eta^2 = \frac{D_\eta^2}{2\,\sigma_\eta^2}$$

si sostituisce l'indice medio di dissomiglianza delle variazioni

$$d_\eta^2 = 2\ c_\eta^2 \qquad [60]$$

la formula [51'] diventa

$$\boxed{c_y^2 = 1 - (1 - r_m^2)\left(1 - \frac{1}{2}\ d_\eta^2\right)} \qquad [61]$$

III 13. La costruzione della tabella globale di cograduazione, risultante dal confronto due a due di tutte le distribuzioni parziali, esige un lavoro talmente lungo che è necessario ripiegare su procedimenti approssimati di calcolo.

Tali procedimenti approssimati consistono o nel ridurre il numero delle modalità del carattere X (e quindi sostituire a ciascuno dei gruppi di distribuzioni parziali che così si formano,

la loro somma), oppure nell'eseguire il confronto tra ciascuna distribuzione parziale e le somme di gruppi di esse. Se tali gruppi si fondono tutti nel gruppo totale si ottiene il metodo del confronto di ciascuna distribuzione con la distribuzione totale come procedimento approssimato per l'applicazione del metodo del confronto diretto delle distribuzioni due a due.

Come abbiamo già rilevato, tali procedimenti di approssimazione riducono la connessione, ma in misura variabile, a seconda della dissomiglianza esistente tra le distribuzioni che sono sommate insieme.

Il confronto di ciascuna distribuzione parziale con quella totale è, da questo punto di vista, metodo di approssimazione troppo rigido e porta ad una notevole riduzione della connessione, tanto più forte quanto più le distribuzioni parziali sono dissimili, e quindi quanto più elevata è la connessione.

Nella tabella seguente diamo, a titolo di esempio, i risultati ottenuti per ^2c relativamente alla connessione dell'età degli

Tab. XIII

Indici quadratici di connessione dell'età degli sposi al matrimonio a quella delle spose

Paese e Anno	Confronto diretto tra le distribuzioni parziali					Confronto con la distribuzione totale				
	Tab. originarie		nº colonne			Tab. originarie		nº colonne		
	nº coll.	^2c	6	4	3	nº coll.	^2c	6	4	3
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Italia 1938 . .	13	0.78	0.76	0.73	0.71	13	0.71	0.621	0.60	0.58
Italia 1942 . .	13	0.785	0.777			13	0.639	0.621		
Italia 1948 . .	13	0.77		0.711	0.685	13	0.628		0.579	0.560
Portogallo 1938	10	0.803	0.799			10	0.659	0.652		
Belgio 1951 .	12	0.882	0.863		0.839	12	0.751	0.723		0.703
Svezia 1952 .	11	0.821		0.764	0.713	11	0.675		0.626	0.576

(1) I calcoli sono stati eseguiti da studenti in occasione di tesine di laurea e controllati dall'assistente volontario dott. Amato Herzel.

sposi a quella delle spose al matrimonio, in base alle statistiche italiane e a quelle di alcuni Stati esteri.

La statistica italiana dà la classificazione dei matrimoni per classi quinquennali di età degli sposi, salvo le due estreme, e una classe di età ignota. In tutto 14 classi per ciascuna delle due variabili, delle quali è stata trascurata quella relativa all'età ignota. Per ciascuno degli anni indicati è stato sempre calcolato il valore di ^2c ottenuto col confronto diretto di ciascuna delle 13 distribuzioni parziali di età degli sposi con tutte, e quello ottenuto col confronto di ciascuna colla somma di tutte. Tali valori sono riportati nelle col. 3 e 8. I valori riportati nelle colonne intermedie risultano dall'applicazione del metodo del confronto diretto a tabelle aventi un numero via via più ridotto di distribuzioni parziali, ottenute per fusione di intervalli successivi di età delle spose.

Il raggruppamento delle classi riduce i valori degl'indici di connessione, sia nel metodo del confronto diretto che in quello del confronto colla distribuzione totale. La riduzione non è eccessiva. Importante ai fini pratici è la constatazione che gl'indici della col. 6, ottenuti per confronto diretto di 3 sole distribuzioni parziali e quindi con un lavoro ridottissimo, sono in generale intermedi tra i corrispondenti delle coll. 3 e 8, costituendo approssimazioni per difetto di quelli della col. 3 (confronto diretto) e per eccesso di quelli della col. 8 (confronto con la distribuzione totale). Solo nel primo esempio esso coincide col corrispondente della col. 8.

TAB. XIV. *Indici quadratici di connessione dell'età degli sposi alla età delle spose al matrimonio.*

PAESE E ANNO	CONFRONTO DIRETTO TRA LE DISTRIBUZIONI PARZIALI				CONFRONTO CON LA DISTRIBUZIONE TOTALE			
	Tab. originaria		Tab. ridotte		Tab. originaria		Tab. ridotte	
	N. coll.	^2c	6 × 6	3 × 3	N. coll.	^2c	6 × 6	3 × 3
Italia 1951 . . .	13×13	0,789	0,788	0,712	13×13	0,647	0,672	0,678
Belgio 1951 . .	12×12	0,882	0,883	0,870	12×12	0,751	0,765	0,759

In due casi abbiamo provato a ridurre oltre che il numero delle modalità del carattere X anche il numero delle modalità del carattere *Y*, e per tale ultimo carattere, abbiamo sostituito a ciascuna delle classi così determinate, il valore medio risultante delle classificazioni originarie. Il risultato è indicato nella Tab. XIV.

La tab. XIV mostra che la contemporanea riduzione del numero delle modalità di entrambi i caratteri non ha una influenza sistematica sul valore dell'indice di connessione e questo fatto merita la più attenta considerazione, sia dal punto di vista teorico che dal punto di vista pratico, ai fini del calcolo degli indici di connessione.

CORRADO GINI

Postilla sugli indici di connessione

Le ricerche, da vari punti di vista interessanti, sugli indici di di connessione, contenute nell'articolo del prof. Castellano, *Contributi alle teorie della correlazione e della connessione tra due variabili*, che si pubblica in questo stesso numero di « Metron », avevano dato luogo a qualche mia osservazione quando furono esposte succintamente nella seduta del Seminario di Statistica del 16 febbraio 1956. (1)

Non mi pare che la portata di tali osservazioni sia stata bene intesa o ben tenuta presente nella redazione dell'articolo e ritengo quindi opportuno di richiamarle e svolgerle in questa postilla, in quanto esse servono a individuare e inquadrare il contributo apportato dal Castellano alla metodologia statistica con le ricerche in parola.

La questione di cui si tratta fa esatto riscontro, per le distribuzioni a due dimensioni, alla questione che fu per lungo tempo dibattuta a proposito delle distribuzioni a una dimensione, quando io ebbi a introdurre nella metodologia statistica, come misura della variabilità, la differenza media.

Giova pertanto richiamare i termini della discussione.

Per la misura della variabilità dei fenomeni statistici, ci si basava generalmente, fino allora, sopra gli scostamenti da un valore medio, e di preferenza sopra lo *scostamento semplice medio* o lo *scostamento quadratico medio dalla media aritmetica*.

Io ebbi a proporre, come misura della variabilità, la media delle differenze che si possono istituire fra tutte le intensità del fenomeno o *differenza media*, non però col proposito di escludere, bensì di integrare l'uso degli scostamenti medi. A questi e alla

(1) Vedi Atti del detto Seminario in « Atti della XV e XVI Riunione Scientifica » della Società italiana di Statistica, 1955 e 1956 », Roma, 1956, pp. 359-360.

differenza media assegnavo, anzi, un campo specifico di competenza.

Gli scostamenti medi — osservavo — costituiscono la misura appropriata della variabilità per quei fenomeni per i quali la media, da cui i singoli scostamenti si misurano, ha un significato oggettivo, corrisponde, cioè, a una grandezza effettivamente esistente, come avviene in particolare nel caso degli errori di osservazione. Quando, invece, ciò non si verifica e le osservazioni si riferiscono a grandezze diverse, appare rispondente di attribuire a tutte dette grandezze la stessa importanza e di desumere la variabilità dalla media delle reciproche differenze di tutti i valori osservati. (2)

Io ribadivo tale punto di vista (3) di fronte alla tesi sostenuta da autorevoli autori, quali lo Czuber e il Pietra, i quali, esagerando, a mio modo di vedere, l'importanza della nuova costante che veniva introdotta nella metodologia statistica, pensavano che essa dovesse preferirsi sempre alla media degli scostamenti, quale misura della variabilità, in quanto non implica l'introduzione di una quantità estranea quale sarebbe il valore medio da cui gli scostamenti vengono misurati. E la mia tesi era accolta e sviluppata dal Castellano in un'ampia rassegna della letteratura sugli indici di variabilità. (4)

Mi pare che la posizione, che il Castellano ora assume nel campo degli indici di connessione, sia perfettamente analoga a quella che avevano allora assunto lo Czuber e il Pietra a proposito degli indici di variabilità e che egli, come dicevo, non accettava.

Il prof. Pompilj osservava appunto che l'indice di dissomiglianza fra due distribuzioni può riguardarsi come la misura della

---

(2) *Variabilità e Mutabilità*, in « Studi economico-giuridici » pubblicati per cura della Facoltà di Giurisprudenza della R. Università di Cagliari, 1912, riprodotto in *Memorie di metodologia statistica*, Vol. I: *Variabilità e concentrazione*, I^a^ Ediz., Giuffrè, Milano, 1935; 2^a^ Ediz., Veschi, Roma, 1955, pp. 302-321.

(3) Nella comunicazione *Di una estensione del concetto di scostamento medio e di alcune applicazioni alla misura della variabilità dei caratteri qualitativi*, in « Atti » del R. Ist. Veneto di Scienze Lettere ed Arti, 1917-18, T. LXXVII, riprodotto nelle citate *Memorie di metodologia statistica*, Vol. I.

(4) *Recente letteratura sugli indici di variabilità*, in « Metron », vol. XII, n. 3,5,-XII-1938.

distanza (o meglio — io direi — della *discrepanza*) tra due distribuzioni. (5) Osservava pure il Pompilj che l'indice semplice di dissomiglianza tra le distribuzioni dei campioni e la distribuzione della massa, corrisponde allo scostamento semplice medio dell'insieme dei campioni, mentre l'indice, che il Castellano desumeva dalla media degli indici semplici di dissomiglianza tra le distribuzioni dei campioni prese a due due, corrisponde alla differenza semplice media dell'insieme dei campioni. (6)

La stessa osservazione vale naturalmente se, in luogo di campioni, si considerano, più in generale, distribuzioni parziali qualsiasi. Il contrapposto rimane se, invece di riferirsi agli indici semlici di dissomiglianza e connessione, ci si riferisce ai rispettivi indici quadratici, come ora il Castellano preferisce. (6 bis)

Nella su ricordata seduta del Seminario di Statistica, io avevo appunto osservato che l'indice proposto dal Castellano non può sostituire il consueto indice di connessione, ma costituisce un indice diverso che qualificavo *indice sintetico di connessione* (e meglio potrebbe chiamarsi *indice sintetico di connessione binaria*), il quale fa riscontro all'*indice sintetico di correlazione tra più serie* da me già proposto e applicato. (7)

Come la differenza media, da una parte, e gli scostamenti medi, dall'altra, hanno il loro campo specifico di competenza, così lo hanno, a mio modo di vedere, gli indici di connessione e gli indici sintetici di connessione binaria.

---

(5) *La mutabilità dell'universo dei campioni*, in « Scritti matematici in onore di Filippo Sibirani », Bologna, Zuffi, 1957.

(6) Il Pompilj cita le lezioni *Sulle relazioni tra variabilità statistiche* « Appunti di Statistica Metodologica », Facoltà di Scienze Statistiche, Roma, 1954-55.

(6 bis) Mentre sto per inviare in tipografia questa nota, il Dott. G. Landenna mi sottopone un'ampia memoria dal titolo *Osservazioni sulla connessione*, in cui, tra altro, « si dimostra come il parametro di connessione secondo C. Gini... abbia l'aspetto di uno scostamento, medio e come il parametro di connessione secondo V. Castellano, abbia l'aspetto di una differenza media ».

(7) Vedi la comunicazione *Indici sintetici di correlazione*, in « Atti della III Riunione Scientifica » della Società Italiana di statistica, Giugno-Luglio 1941 e l'articolo *Degli indici sintetici di correlazione e delle loro relazioni con l'indice interno di correlazione (intraclass correlation coefficient) e con gli indici di correlazione tra serie di gruppi*, in « Metron », Vol. XIV, n, 2-4, 1941.

Sarà consigliabile far ricorso all'indice di connessione quando la distribuzione totale si riferisce a un fenomeno che ha individualità propria e in tal senso può chiamarsi oggettivo, mentre le distribuzioni parziali si riferiscono alle sue modalità, la cui determinazione è più o meno arbitraria o convenzionale ; per esempio, quando si ha una distribuzione delle stature dei coscritti che si riferisce alla popolazione totale di uno Stato, mentre le distribuzioni parziali si riferiscono alle varie categorie professionali della detta popolazione.

Sarà consigliabile, invece, far ricorso all'indice sintetico di connessione binaria quando le varie distribuzioni parziali si riferiscano a fenomeni ciascuno dei quali ha una individualità propria, mentre la distribuzione totale, che risulta dal loro insieme, rappresenta piuttosto un fenomeno astratto, come quando le singole distribuzioni parziali si riferiscono alle stature di singole specie, una diversa dall'altra, e la distribuzione totale all'insieme di tali specie.

Vero è che vi sono casi intermedi, in cui alla popolazione totale si può o meno attribuire una individualità propria a seconda del punto di vista da cui ci si pone, come è il caso, per esempio, per la popolazione dell'Europa.

La stessa incertezza si presenta nelle distribuzioni a una dimensione quando la seriazione si riferisce a grandezze diverse, ma che si raggruppano intorno a un valore tipico, come avviene, per esempio, per la statura o per altri caratteri metrici degli individui di una data unità biologica. In tali casi, io osservavo che la determinazione sia della differenza media che degli scostamenti medi, può essere giustificata ed è consigliabile. (8) Analoga soluzione ritengo consigliabile nei casi intermedi delle distribuzioni a due dimensioni.

Non pare invece sostenibile la posizione assunta dal Castellano secondo cui l'indice sintetico di connessione binaria sarebbe in generale preferibile al consueto indice di connessione e a questo potrebbe pensarsi come a una determinazione approssimata di quello per ovviare alla laboriosità dei calcoli che esso importa.

---

(8) Vedi *Corso di Statistica* a cura di S. Gatti e C. Benedetti (Nuova edizione aggiornata). Anno Accademico 1954-55, Veschi, Roma, pag. 290, e tutte le precedenti edizioni delle mie lezioni a cominciare dal 1914.

A proposito delle distribuzioni a una dimensione, io ho a suo tempo esaminato (9) le relazioni che intercedono tra scostamenti medi e differenze medie, mostrando, al fine di mettere in luce che non esiste a favore di quest'ultime la ragione di preferenza addotta dallo Czuber e dal Pietra, che gli scostamenti medi al pari delle differenze medie di una distribuzione di grandezze possono ottenersi facendo la media delle n medie aritmetiche delle n-1 differenze istituite fra ciascuna delle n grandezze e tutte le altre. Gli scostamenti medi si differenziano dalle differenze medie per il fatto che, in queste, le n-1 differenze sono prese in valore assoluto e negli scostamenti medi, invece, con il loro segno, ciò che fa sì che, per la stessa distribuzione, lo scostamento medio resti sempre inferiore alla differenza media dello stesso ordine, lo scostamento semplice medio, cioè, inferiore alla differenza semplice media e lo scostamento quadratico medio inferiore alla differenza quadratica media.

Tra scostamento quadratico medio dalla media aritmetica ^2S e differenza quadratica media $^2\Delta$ intercede, qualunque sia il tipo della distribuzione, la relazione costante $\sqrt{2}\ ^2S = {}^2\Delta$; tra scostamento semplice medio dalla media aritmetica e differenza media intercede, invece, una relazione costante solo per distribuzioni dello stesso tipo (per esempio, distribuzioni gaussiane); costanza però solo teorica, in quanto, nel fatto, la relazione empirica può risultare, e normalmente risulta, più o meno perturbata dall'influenza del caso dovuta al numero ristretto di osservazioni, e quindi normalmente differisce dalla teorica. (10)

Potrebbe valere la pena di approfondire tale argomento anche per le distribuzioni a due dimensioni, ricercando quali sono le relazioni tra indice (semplice o quadratico) di connessione e indice sintetico (semplice o quadratico) di connessione binaria. Si può dire però fin da ora che, analogamente a quanto si verifica nel caso delle distribuzioni a una dimensione, il valore dell'indice quadratico di connessione resta inferiore al valore dell'indice quadratico sintetico di connessione binaria, ma, a differenza di quanto si verifica nel caso delle distribuzioni a una dimensione, non intercede tra essi un rapporto costante — ciò che non esclude,

---

(9) Vedi la comunicazione citata alla nota (3), pag. 81.
(10) Vedi la memoria citata alla nota (2), pag. 81.

d'altra parte, che possa intercedere una relazione costante meno semplice.

L'analisi delle relazioni tra scostamenti medi e differenze medie permette di rendersi conto del significato che ha il valore della media delle differenze che si possono stabilire tra una delle quantità della distribuzione a una dimensione e tutte le altre e della misura in cui essa dipende dalla classificazione delle altre quantità, mentre il significato dello scostamento di una data quantità della detta distribuzione dalla media, è di per se stesso evidente e risulta indipendente dal modo con cui le altre quantità sono classificate. Similmente, nelle distribuzioni a due dimensioni, l'indice di connessione parziale di una distribuzione parziale alla distribuzione totale permette di mettere in luce l'influenza della modalità a cui la distribuzione parziale si riferisce, indipendentemente dal modo con cui le altre modalità sono classificate. Così la dissomiglianza tra la distribuzione dei pesi di un gruppo di persone che segue un certo regime alimentare e la distribuzione dei pesi di tutta la popolazione permette di rendersi conto dell'influenza che sul peso esercita detto regime alimentare senza che ci sia bisogno di indagare come gli altri gruppi di popolazione differiscono tra loro per regime alimentare. L'indice sintetico di connessione binaria resterebbe invece decisamente influenzato dall'eterogeneità dei regimi alimentari degli altri gruppi di popolazione. Sta qui — come osservavo nella ricordata seduta dal Seminario di Statistica — una differenza importante tra le due categorie di indici, che va a vantaggio dell'indice di connessione.

Mi sia permesso di ricordare, a questo proposito, che, quando ho proposto la differenza media come indice di variabilità delle distribuzioni statistiche, ho accompagnato tale proposta con l'indicazione di procedimenti che ne rendono praticabile il calcolo anche quando il numero delle quantità della distribuzione è molto elevato, e con l'esame altresì dell'influenza esercitata dal raggruppamento di dette quantità in classi, proponendo appropriati coefficienti di correzione da adottare per tenerne conto. Analogamente la proposta di un indice sintetico di correlazione è stata accompagnata dall'indicazione di una formula che ne permette l'applicazione senza calcoli troppo laboriosi.

Il Castellano si è ben reso conto dell'inconveniente che deriva

dalla laboriosità dei calcoli che importa l'applicazione dell'indice sintetico di connessione binaria quando le modalità a cui si riferiscono le distribuzioni parziali sono numerose, al pari che dall'influenza che esercita il raggruppamento in classi con cui tali calcoli potrebbero semplificarsi ; ma non indica un coefficiente di correzione per eliminare tale influenza perturbatrice, nè fornisce una formula che per altre vie permetta, senza calcoli proibitivi, l'applicazione dell'indice quando le distribuzioni parziali siano numerose. Non può, d'altra parte, come dicevo, assolutamente accettarsi l'idea che l'indice di connessione, in cui la dissomiglianza viene misurata tra le distribuzioni parziali e la distribuzione totale, possa riguardarsi come una determinazione approssimata dell'indice sintetico di connessione binaria, in cui la dissomiglianza viene misurata tra le varie distribuzioni parziali, così come sarebbe errato, nelle distribuzioni a una dimensione, considerare lo scostamento semplice medio come una misura approssimata della differenza media.

In connessione con quanto ho detto nel penultimo capoverso, desidero richiamare l'attenzione sopra un'importante proprietà, che non credo sia stata segnalata, dell'indice semplice di dissomiglianza, la quale non è condivisa dall'indice quadratico di dissomiglianza.

Se, nel fenomeno A, noi distinguiamo varie modalità e indichiamo con i una di queste, l'indice semplice di dissomiglianza tra la distribuzione parziale di un fenomeno B associata con la modalità i di A e la distribuzione parziale dello stesso fenomeno B associata con le modalità di A diverse da i (*indice di dissomiglianza alternativo*) è uguale alla somma degli indici semplici di dissomiglianza tra la distribuzione totale di B e le due distribuzioni parziali di B, l'una associata con la modalità i di A e l'altra associata con le modalità di A diverse da i (*indici di dissomiglianza parziali*). Ne discende che l'indice semplice di connessione può riguardarsi come un *indice semplice sintetico di connessione alternativa* fra le distribuzioni di B e le modalità di A.

Se, come abbiamo visto nel caso dell'influenza del regime alimentare, noi vogliamo ottenere una misura sintetica dell'influenza che la presenza o l'assenza delle varie modalità di A esercita sulla distribuzione di B, è a tale indice che dovremo far ricorso.

J. C. KOOP

A general method of working out linear estimates of population totals from sample data of human populations on a tabulator

Summary

In demographic surveys by sampling methods the compilation of tables, each according to various classifications, gives rise to many difficulties which are rooted in the nature of sample design and the procedure of estimation. The main purpose of this paper is to show how linear estimates of population totals may be tabulated avoiding these difficulties. The method is general and may be applied to any sample design.

In large-scale sampling of human populations the tabulation of demographic chracteristics (e. g. the number of females in a given occupation and age-group who have been employed during a given period) becomes troublesome particularly when the sample design is not simple. From the data of such surveys several tables each to show the estimated total population classified according to various characteristics (e. g. age, sex, occupation etc.) may be required. To build up such tables, the component estimates corresponding to each sub-classification must first be estimated. Besides the estimate of the total population, the estimate for any classification (e. g. a given age-group) should remain the same in all tables regardless of how the estimate is broken up into sub-classes.

When also the volume of sample data is considerable, techniques of estimation by manual procedures are neither practicable nor desirable. In such situations the punch card method naturally recommends itself by virtue of savings in labour, time and expense. From accounts on practical aspects of sampling tabulation given in advanced text books on statistical sampling

(Yates (1949), Deming (1950), Hansen et al. (1953)) it appears (at least to the writer) that a general method of working out linear estimates of population totals on the tabulator has not been given attention for the sample designs in common use.

For example in the stratified sampling of a human population, when the sampling operation is carried out in several stages, considerations of optimum allocation of sampling units, for fixed cost or fixed variance, may require that the sampling fractions shall vary at each stage in each stratum. This approach appears to have given rise to technical difficulties in the tabulation of estimates and it also appears to have been avoided partly on this ground.

Consider further the estimation of the characteristic mentioned as an example in the first paragraph. If the sampling is in two stages, which is often the case, and if the first-stage units are clusters of households, and the second-stage units the house holds themselves, and if in the ith stratum $(i = 1, 2, \ldots l)$ m_i out of M_i first-stage units are chosen at random with equal probability at the first stage, and n_{ij} $(j = 1, 2, \ldots m_i)$ households out of N_{ij} $(j = 1, 2, \ldots M_i)$ are chosen with equal probability at the second stage with a view to estimating the population total of that characteristic, then the best unbiassed linear estimate of $\sum_{i=1}^{l} \sum_{j=1}^{m_i} \sum_{k=1}^{n_{ij}} x_{ijk}$ for that characteristic is given by

$$\sum_{i=1}^{l} \frac{M_i}{m_i} \sum_{j=1}^{m_i} \frac{N_{ij}}{n_{ij}} \sum_{k=1}^{n_{ij}} x_{ijk} \qquad (1)$$

where x_{ijk} is the number of females in kth household of the jth cluster of the ith stratum in the specified occupation and age-group who were employed during the given period. x_{ijk} may also represent any variate corresponding to any other household chracteristic. Thus, each second-stage sample unit in a cluster, i. e. a household in the present context, yields a group of variates each corresponding to some characteristic of the household taken as a unit.

Arithmetically speaking each person in a household makes a contribution of either 1 or 0 to a variate according as whether

or not the person possesses a given set of attributes. Thus any given variate here is merely a count of the number of persons in a household possessing a given set of attributes. The fact that in the sampling of human populations the variates for demographic characteristics relating to households are either zero or positive integers (naturally not exceeding the size of the household, and of magnitude depending on the rarity or abundance of the characteristic in question) is of significance in the solution of tabulation problems.

Techniques of machine tabulation depend on the nature of the estimating formula. The existing punch card techniques, which are well known, have so far only accounted for the following cases when :

(*i*) the first-stage and the second-stage raising factors (the reciprocal of the sampling fractions), $\frac{M_i}{m_i} = g_i$ and $\frac{N_{ij}}{n_{ij}} = g_{ij}$ respectively, are constant i.e. $g_i = g$ and $g_{ij} = g$ for all $i = 1, 2, \ldots l$ and $j = 1, 2, \ldots m_i$;

(*ii*) g_i varies from stratum to stratum but $g_{ij} = g'$ for all $i = 1, 2, \ldots l$ and $j = 1, 2, \ldots m_i$;

(*iii*) $g_i = g$ for all $i = 1, 2, \ldots l$ and $g_{ij} = g'_i$ for all $j = 1, 2, \ldots m_i$, and

(*iv*) g_i varies from stratum to stratum and $g_{ij} = g'_i$ for all $j = 1, 2, \ldots m_i$.

All these situations imply that at least the second-stage sampling fractions are constant. The problem which needs attention is when the both first-stage and second-stage sempling fractions, as in formula (1), vary i.e. when :

(*v*) both g_i and g_{ij} vary.

Corresponding to each case, the formula of estimation, (1), reduces to :

$$gg' \sum_i \sum_j \sum_k x_{ijk}, \qquad (2)$$

$$\sum_i g_i g' \sum_j \sum_k x_{ijk}, \qquad (3)$$

$$\sum_i g g_i' \sum_j \sum_k x_{ijk}. \tag{4}$$

$$\sum_i g_i g_i' \sum_j \sum_k x_{ijk}, \text{ and} \tag{5}$$

$$\sum_i \sum_j \sum_k g_i g_{ij} x_{ijk}. \tag{6}$$

As a prelude to the general solution of the problem, which is implicit in the way the formula (1) has been rewritten in (6), it is instructive to consider the existing techniques of tabulation for case (*i*) and for case (*ii*), (*iii*) and (*iv*) which result in the same type of formulae. In case (*i*) the estimate is obtained by multiplying the numer of cards corresponding to the number of persons having the specified characteristic, the card count for which will be exactly equal to the sample total $\sum_i \sum_j \sum_k x_{ijk}$, by the product of the raising factors gg'. Case (i) is what is sometimes termed a self-weighting sample. In case (*ii*), (*iii*) or (*iv*) the card count for the given characteristic in each stratum, equal to $\sum_j \sum_k x_{ijk}$, multiplied by the product of the second-stage and first-stage raising factors, in the form applicable, gives the estimate of the total for each stratum, and the sum of the stratum totals gives the population total in each case.

In case (*i*), the sample totals for each set of characteristics are assembled in a table, and each of these totals multiplied by the raising factor gives the required table.

In case (*ii*), (*iii*) and (*iv*) the above procedure is applied individually for each stratum after which the corresponding entries are added to obtain the final table.

If the raising factors are such that the resulting products are integers, then the compilation of each table poses no problem. However the resulting raising factors are rarely integers so that the entries in the tables will be fractional. If the tables are meant to be published, the figures for between each entry will need to be rounded off. When this is done the marginal totals, in practically all cases, will not agree with the overal total obtained independently. The adjustment of data in such situations becomes very troublesome.

To avoid such difficulties the practice of rounding off the resulting raising factors to the nearest integer and then duplicating or rejecting at random, as the case may be, a fraction of the set of returns relating to the corresponding stratum, to compensate for rounding off, is adopted (Deming, 1950). Considering case (*i*) let A_i be the number of returns in stratum *i*. If $[gg']$ is the integer nearest to gg', then we have :

$$gg' \equiv [gg'] \left(1 + \frac{gg' - [gg']}{[gg']}\right)$$

The number of returns to be rejected, or, duplicated and added to the original A_i, is the difference between A_i and $A_i\left(1 + \frac{gg' - [gg']}{[gg']}\right)$, rounded off to the nearest integer. Duplication takes place if $gg' > [gg']$, and rejection otherwise.

However compiling a given set of tables on the basis of tabulations from the resulting set of cards, will not necessarily lead to results as would be obtained had the information been tabulated without modification. The results will only be the same if the content of the modified data remains proportionately unchanged in respect of all sub-classifications required for the compilation of each of the tables, which means that in the $\left[A_i \frac{gg' \sim [gg']}{[gg']}\right]$ randomly rejected or duplicated set of returns the characteristics of the sample are to be proportionately maintained. This of course is too much to hope for since the rejection or duplication procedure can in no way meet this condition. This is one view of the problem.

Also the modification in data is not desirable from the point of view of sampling theory as general considerations will show that the variance of the modified estimate, as compared to the unmodified, will be increased, the component of increase being greater in the case of rejection for the special reason that there is a reduction in the number of independent sample units. This situation obtains as the duplication-rejection procedure is in effect another step in sampling, and each extra step adds to the variance. The increase in the sampling error may not be serious

for some characteristics but it may be serious for others, particularly the less abundant ones.

At any rate, despite these drawbacks, it cannot be denied that this procedure is of considerable practical importance since it yields uniform results in all tables without much trouble.

The consideration of these problems leads to the question as to whether a practicable method, free from defects can be devised. If formula (6) is inspected it will be noted that the transposition of each raising factor past the summation signs, to the right, leads directly to the multiplication of the variate, by the product of the two raising factors. We recall that x_{ijk} may only take the values 0, 1, 2, 3 ..... In view of this property we have :

$$\sum_i \sum_j \sum_k g_i\, g_{ij}\, x_{ijk} = \sum_i \sum_j \sum_k (g_i\, g_{ij} + \ldots \text{repeated } x_{ijk} \text{ times}). \qquad (7)$$

Also we may note that for any given cluster in any given stratum the product $g_i\, g_{ij}$ is associated by multiplication only with those variates for which $k = 1, 2, \ldots n_{ij}$, and therefore only with those sets of attributes which make up those variates, and therefore only with those persons possessing those sets of attributes in the n_{ij} sampled households of the given cluster. Hence with this statement, the estimate of the total for any given characteristic given by (7), is merely the sum of raising factors associated with each person in the population possessing the set of attributes which define the given characteristic. Thus if the value of $g_i\, g_{ij}$ (which is always known) is punched on each of the cards representing each of the persons included in the n_{ij} samples of the jth cluster of the ith stratum, then problem of tabulating the estimate of the total for a given characteristic reduces to assembling all those cards possessing that characteristic, and summing over the field in which the various product raising factors are punched.

It should be noted that the solution of the problem for case (*v*) is of general applicability since (*i*), (*ii*), (*iii*) and (*iv*) are spelial cases where one or both raising factors are constant.

The tabulation of estimates for all characteristics can conveniently be carried out on a tabulator by arranging for the control to operate on a number columns in which the codes corresponding to

the various attributes are punched, and also incorporating the necessary printing and clearing instructions in the programme so that :

(*a*) the various designations relating to each attribute of each sub-classification ;

(*b*) the card count for each sub-classification ;

(*c*) the corresponding estimate for each sub-classification, and,

(*d*) the total for the entire classification,

can all be printed. Thus various tables can be compiled, and all that is necessary after the tabulation will be to identify each estimate by means of (*a*), and then to copy the estimates from the tabulation sheets into blank tables after checking the totals corresponding to each card count for each classification.

The technique of tabulation described above was applied to the data of sample surveys on labour force carried out by the Directorate of Labour, preliminary reports of which have already appeared (Koop, 1953, 1954) and to a survey on mortality and fertility. In these surveys the stratification was by area, and the sampling was in two stages with varying sampling fractions at each stage.

In the processing of data it was found convenient to have tables showing the second-stage faising factors, for all possible sampling fractions, multiplied into their respective first-stage raising factors. Having these tables, the person supervising the punching operations simply writes the appropriate product raising factor on each schedule for the operator to punch on each card.

It is of advantage to round off the raising factors to the nearest integer before punching them on the cards as otherwise the problem of adjustment of decimal entries in each table to the nearest integer, and then the subsequent adjustment of marginal totals to agree with the rounded-off overall total, will arise. This involves much work and is extremely troublesome particularly when one or both two-way sub-classifications in each table are numerous.

Table 1, 2 and 3 show some of the results of a sample survey on labour force in the municipal area of Rangoon. The terms used in the description of the tables are self-explanatory

except for th term *labour force*. Briefly the *labour force*, with reference to the specified period, is defined to include (*i*) all persons doing remunerative work irrespective of the time occupied in such work, (*ii*) all persons not at work but still holding their jobs and (*iii*) all persons without work but who were willing to work for remuneration during the specified period.

In processing the data of this survey the actual raising factors correct to two places of decimals and the corresponding raising factors correct to the nearest integer were punched side by side on the card for each person. Separate tabulations using the integral raising factors and the decimal raising factors were made. These tabulations are shown side by side in Tables 1 and 2, to facilitate comparisons, and in two parts, A and B, in Table 3. Of the two sets of tabulations, naturally the set obtanied by the use of the raising factors up to two decimal places is more correct. The tables with decimal entries to be presentable for publication, according to convention, will need to have the decimals rounded off and this, as explained above, usually involves much tedious work, especially when a large number of tables are to be adjusted. The tables obtained by the use of the integral raising factors, although less exact, do not suffer from this disadvantage. However inspection of each table will show that the actual discrepencies are not appreciable.

It is of interest to consider the arithmetical error of the estimate of a characteristic entered in any particular cell or marginal total. Any such estimate, it will be recalled, is obtained from the set of cards, say N in number, representing each of the N persons who possess the characteristic. If S and S' are the true arithmetical and tabulated values, respectively, of the given estimate, and e_i is the error in the raising factor of the ith card ($i = 1, 2, \ldots N$), introduced as a resulting of rounding off to the nearest digit or to a predetermined decimal place, then we have :

$$S = S' + \sum_{i=1}^{N} e_i$$

and hence $|S - S'| \leq \sum_{i=1}^{N} |e_i|$ so that

$$S' - \Sigma |e_i| \leq S \leq S' + \Sigma |e_i| .$$

TABLE 1. — *Estimated distribution of population in Rangoon in the period 20th March to 19th April 1954*

AGE-GROUP	TABULATION WITH INTEGRAL RAISING FACTOR			TABULATION WITH RAISING FACTOR UP TO TWO DECIMAL PLACES		
	Male	Female	Total	Male	Female	Total
0 - 10 years	90678	88649	179327	90670.09	88653.21	179323.30
11 - 19 »	54476	59535	114011	54474.86	59536.49	114011.35
20 - 29 »	64469	71211	135680	64471.25	71225.88	135697.13
30 - 39 »	66195	47700	113895	66195.75	47694.64	113890.39
40 - 49 »	41909	31937	73846	41911.77	31940.83	73852.60
50 & over.	39065	37024	76089	39063.03	37038.92	76101.95
TOTAL	356792	336056	692848	356786.75	336089.97	692876.72

TABLE 2. — *Estimated distribution of labour force in Rangoon in the period 20th March to 19th April 1954 by duration of employment*

DURATION OF EMPLOYMENT	TABULATION WITH INTEGRAL RAISING FACTOR			TABULATION WITH RAISING FACTOR UP TO TWO DECIMAL PLACES		
	Male	Female	Total	Male	Female	Total
O i. e. no employment .	6163	9671	15834	6173.02	9681.24	15854.26
½ to 5½ days. . . .	942	331	1273	941.72	331.88	1273.60
6 to 11½ days. . . .	1998	1399	3397	1998.51	1401.32	3399.83
12 to 17½ days. . . .	6461	3748	10209	6458.67	3748.33	10207.00
18 to 23½ days. . . .	39148	19301	58449	39152.24	19304.74	58456.98
24 days & over	151447	30899	182346	151439.15	30898.77	182337.92
TOTAL	206159	65349	271508	206163.31	65366.28	271529.59

TABLE 3. — *Estimated distribution of labour force in Rangoon in the period 20th March to 19th April 1954 by occupational change*

**N* means person had no occupation, in reference period, and/or never worked before.
S means person is in the same occupation.
C means person has changes occupation.
H means person has an occupation in reference period, but had none before.

Part A — *Tabulation with integral raising factor*

AGE GROUP	* Occupational change	Male	Female	Total
11 - 19 years . . .	N	1587	2624	4211
	S	6188	3965	10153
	C	524	427	951
	H	6870	5074	11944
	Sub-total	15169	12090	27259
20 - 29 »	N	1417	3663	5080
	S	41997	13650	55647
	C	6364	1111	7475
	H	8453	3289	11742
	Sub-total	58231	21713	79944
30 - 39 »	N	494	1125	1619
	S	53127	11427	64564
	C	9762	825	10587
	H	1424	1826	3250
	Sub-total	64817	15203	80020
40 - 49 »	N	86	186	272
	S	35185	7964	43149
	C	4843	1131	5974
	H	232	699	931
	Sub-total	40346	9980	50326
50 & over	N	114	—	114
	S	23385	5195	28580
	C	4027	618	4645
	H	70	550	620
	Sub-total	27596	6363	33959
TOTAL	N	3698	7598	11296
	S	159892	42201	202093
	C	25520	4112	29632
	H	17049	11438	28487
	GRAND TOTAL	206159	65349	271508

TABLE 3. — Part B. *Tabulation with raising factor up to two decimal places*

AGE-GROUP	* Occupational change	Male	Female	Total
11 - 19 years	N	1592.50	2627.17	4219.67
	S	6182.10	3964.62	10146.72
	C	523.97	426.98	950.95
	H	6869.89	5074.38	11944.27
	Sub-total	15168.46	12093.15	27261.61
20 - 29 »	N	1418.95	3665.98	5084.93
	S	41992.60	13650.88	55643.48
	C	6366.52	1112.50	7479.02
	H	8453.85	3292.81	11746.66
	Sub-total	58231.92	21722.17	79954.09
30 - 39 »	N	494.49	1126.66	1621.15
	S	53135.57	11427.26	64562.83
	C	9764.50	825.95	10590.45
	H	1423.42	1825.33	3248.75
	Sub-total	64817.98	15205.20	80023.18
40 - 49 »	N	85.88	185.89	271.77
	S	35188.43	7961.51	43149.94
	C	4846.19	1133.76	5979.95
	H	231.76	698.11	929.87
	Sub-total	40352.26	9979.27	50331.53
50 & over	N	114.32	—	114.32
	S	23380.26	5198.75	28579.01
	C	4028.44	618.47	4646.91
	H	69.67	549.27	618.94
	Sub-total	27592.69	6366.49	33959.18
TOTAL	N	3706.14	7605.70	11311.84
	S	159878.96	42203.02	202081.98
	C	25529.62	4117.66	29647.28
	H	17048.59	11439.90	28488.49
	GRAND TOTAL	206163.31	65366.28	271529.59

In the case of tabulations using raising factors corect to two places of decimals we will find :

$$S' - \cdot 005\, N < S < S' + \cdot 005\, N$$

and with tabulations using integral raising factors we will also find :

$$S'' - \cdot 5\, N < S < S'' + \cdot 5\, N$$

where S'' is the tabulated value in this case. The latter inequality, it will be noted, is broader than the former and therefore if S'' lies in the range of the former inequality we can conclude that the rounding off errors in the integral raising factors are largely compensating. As an example, consider the estimates of population given in each of the two parts of Table 1. In the tabulation of these estimates 11533 cards were involved. With the tabulation using the decimal raising factors, the true value will therefore lie between 692876.72 — (11533 × 005) and 692876.72 + (11533 × 005) i.e. between 692819.05 and 692934.39. It will be observed that the tabulation with integral raising factors gives an estimate of 692848, which lies in this range, showing that whatever the true value of the estimate, the effect of rounding off raising factors to the nearest digit is, for this particular estimate, largely compensating. The above procedure, it will be seen, is a method of checking the accuracy in rounding off raising factors to the nearest digit.

The generalization of the method of tabulation of linear estimates of totals for multi-stage sampling of human population is immediate. If a stratified sample is taken with varying sampling fractions in Q stages and if x represents the variate for a given characteristic in the Qth-stage sample units and g_r $(r = 1, 2, \ldots Q)$ is the rth-stage raising factor, then the best linear unbiassed estimate of the total for x is :

$$\Sigma\, \Sigma \ldots \Sigma\, g_1\, g_2 \ldots g_Q\, x\,. \qquad (8)$$

Also for this type of sample design the product of the respective set of Q raising factors, associated with the persons belonging to each of the Qth-stage units, is punched on the card for each person. The method of tabulation remains the same.

However sampling beyond the fourth-stage, so far, is unknown, and it appears that for demographic surveys one-stage and two-stage designs, either with equal or variable probability of selection at the first stage, are very common, as evidenced by reports in *Sample Surveys of Current Interest* (U. N., 1949, 1950, 1952, 1953).

For stratified sampling in which a variable number of first-stage units are selected with replacement, and with variable probabilities of selection in each stratum, and second-stage units selected with equal probability, but without replacement and with variable sampling fractions in each first-stage unit, the unbiassed estimate of any population total will be given by :

$$\sum_{i=1}^{l} \frac{1}{m_i} \sum_{j=1}^{m_i} \frac{1}{P_{ij}} \frac{N_{ij}}{n_{ij}} \sum_{k=1}^{n_{ij}} x_{ijk} \tag{9}$$

where P_{ij} is the probability of selection of the jth sampled first-stage unit in the ith stratum and is such that $\sum_{j=1}^{M_i} P_{ij} = 1$ for all i. All other symbols are as previously defined. The selection probabilities may either be optimum probabilities (Hansen and Hurwitz 1949)), with respect to a given variate, for which the formula in the case of this particular sample design is given by Sukhatme (1953), or they may be proportional to the size of the first-stage units, which is the usual practice. In each of the first-stage units which may be repeatedly selected (because sampling is with replacement) independent second-stage samples of the prescribed size are drawn at each repetition.

Again for this sample design, by rewriting the formula as :

$$\sum_{i} \sum_{j} \sum_{k} \frac{N_{ij}}{m_i P_{ij} n_{ij}} x_{ijk}\,, \tag{10}$$

the above arguments are immediately applicable. Here the appropriate value of the factor $\frac{N_{ij}}{m_i P_{ij} n_{ij}}$ is punched on the cards for all those persons associated with it through membership of the n_{ij} sample units of the jth cluster of the ith stratum. It will be noted that if in each stratum the first-stage selection probabilities are equal, then $P_{ij} = 1/M_i$, and this fac-

tors reduces to the product of two varying raising factors as in case (v).

Formula (10) can easily be extended to three or four stages of sampling, either with or without varying probabilities of selection at the second and third stages. In practice fourth-stage samples are drawn with equal probabilities.

It should now clear that the method can be applied to any kind of linear estimate of population totals (and even for some kinds of averages and ratios), irrespective of the structure of the sample design, since the estimating formula can always be worked into the form :

$$\Sigma R x \qquad (11)$$

where, speaking generally, R is a function associated with each x, whose form depends ultimately on the kind of frame and the structure of the sample design, which are interdependent, and x is the ultimate variate observed, the summation taking place over all units sampled. In the case of sampling (even single-stage) without replacement with varying selection probabilities, R may be troublesome to calculate as it is a function of the selection probabilities involved (Das 1951), Narain (1951), Horvitz and Thompson (1952), Yates and Grundy (1953), Sukhatme (1953) and depends on the order of sampling and/or the particular units ncluded in the sample.

Acknowledgements

I remeber with warmth the encouragement I receveid from Mr. Sheldon Ross, formerly of the Ministry of Labour, Canada, whose association with the first two sample surveys of labour force, carried out by the Directorate of Labour in April and May 1953 during his manpower survey mission for the International Labour Office, stimulated this work. I am also grateful to U Khint Maung, Director of Labour, for similar encouragement. My thanks are due to U Yin Thaw, U Maung Gale, U Tin U, U Ohn Ngwe, U Wa Hmoon, U Aung Gyi and U Gyaw Pyu Aung who were associated with the voluminous work of processing and tabulating the data of these surveys.

REFERENCES

DAS, A. C. (1951), *On two-phase sampling and sampling with varying probabilities ;* Proceedings of the International Statistical Conferences, India, 1951.

DEMING, W. E. (1950), *Some Theory Sampling* ; John Wiley & Sons, Inc., New York : 155-156.

HANSEN, M. H., HURWITZ, W. N. & MADOW, W. G. (1953), *Sample Survey Method and Theory I* ; John Wiley & Sons, Inc., New York : 569-571.

HANSEN, W. H. & HURWITZ, W. N. (1949), *On the determination of optimum probabilities in sampling,* Ann. Math. Statist., 20, 426-532.

HORVITZ, D. G. & THOMPSON, D. J. (1952), *A Generalization of Sampling without Replacement from a Finite Universe,* J. Am. Statist. Assoc., 47, 666, 675-683.

KOOP, J. C. (1953), *Preliminary report of the Labour force sample survey of Rangoon,* Burma Lab. Gazt., 6 (8), 5-8.

KOOP, J. C. (1954), *Preliminary report on the labour force sample survey of Rangoon related to the period 20th March to 19th April* 1954, Burma Lab. Gazt., 7 (10), 5-6.

NARAIN, R. D. (1951), *On sampling without replacement with varying probabilities,* J. Ind. Soc. Agric. Statist., 3, 170-171.

SUKHATME, P. V. (1953), *Sampling Theory of Surveys with Applications* ; Indian Society of Agricultural Statistics, New Delhi & the Iowa State College Press, Iowa ; 60-72 & 366-368.

UNITED NATIONS SSTATISTICAL OFFICE (1949), *Sample Surveys of Current Interest,* Series C. No. 3.

UNITED NATIONS STATISTICAL OFFICE (1950), *Sample Surveys of Current Interest,* Series C. No. 4.

UNITED NATIONS STATISTICAL OFFICE (1952), *Sample Surveys of Current Interest,* Series C. No. 5.

UNITED NATIONS STATISTICAL OFFICE (1953), *Sample Surveys of Current Interest,* Series C. No. 6

YATES, F. (1949), *Sampling Methods for Census and Surveys* ; Charles Griffin & Co., London : 113-116

YATES, F. & GRUNDY, P. M. (1953), *Selection without replacement from within strata with probabilities proportional to size,* J. R. Statist. Soc., B, 15, 254-255.

CARLO BENEDETTI

Di alcune disuguaglianze collegate al campo di variazione di indici statistici

In questo lavoro si determinano alcune disuguaglianze che, oltre ad avere un interesse puramente matematico, consentono la determinazione del campo di variazione, finora ignoto, di alcuni indici statistici precisando, tra l'altro, il comportamento di indici di correlazione nell'ambito della cograduazione e contrograduazione dei termini.

Tali disuguaglianze costituiscono le soluzioni di particolari problemi di minimax e di maximin, problemi oggi in voga soprattutto fra gli econometrici anglosassoni e di cui daremo un cenno.

Nella prima parte di questo lavoro verranno dimostrate alcune proposizioni matematiche, nella seconda parte verrà data a tali proposizioni veste statistica mediante il collegamento ad esse di costanti in uso nella statistica, nonchè dei suaccennati problemi di minimax e di maximin.

TEOREMA I. — *Date due successioni di reali:* (x_i); (y_i) $(i = 1, 2, \ldots . n)$

a) *variando comunque le intensità delle* x_i *e delle* y_i *nel campo reale sotto le condizioni:*

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i = 0 \,;\, \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = 1 \,; \qquad (1)$$

$$\Delta x_{i-1} \geq 0 \,;\, \Delta y_{i-1} \geq 0 \,(1) \qquad (i = 2, 3, \ldots n)$$

si ha:

$$min \sum_{i=1}^{n} x_i y_i = \frac{1}{n-1}$$

(1) $\Delta x_{i-1} = x_i - x_{i-1}$; $\Delta y_{i-1} = y_i - y_{i-1}$

b) *variando comunque le intensità delle x_i e delle y_i nel campo reale sotto le condizioni :*

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i = 0 \,;\, \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = 1 \,; \tag{2}$$

$$\Delta x_{i-1} \leq 0 \,;\, \Delta y_{i-1} \geq 0 \qquad (i = 2, 3, \ldots n)$$

si ha :

$$max \sum_{i=1}^{n} x_i y_i = -\frac{1}{n-1}.$$

La dimostrazione di questo teorema che conduce alle disuguaglianze :

$$\frac{1}{n-1} \leq \sum_{i=1}^{n} x_i y_i \leq 1 \,(^2) \qquad \text{nel caso } a)$$

$$-1 \,(^2) \leq \sum_{i=1}^{n} x_i y_i \leq -\frac{1}{n-1} \qquad \text{nel caso } b)$$

verrà articolata mediante la prova di alcuni lemmi.

Lemma I. — *Dati m reali dello stesso segno e non tutti nulli $z_1, z_2, \ldots z_n$ si ha :*

$$\frac{\left(\sum_{i=1}^{m} z_i\right)^2}{m} \leq \sum_{i=1}^{m} z_i^2 \leq \left(\sum_{i=1}^{m} z_i\right)^2$$

Dimostrazione. — È immediata quando si noti che la disuguaglianza di destra è vera in quanto :

$$\left(\sum_{i=1}^{m} z_i\right)^2 = \sum_{i=1}^{m} z_i^2 + 2 \sum_{i<j} z_i z_j \geq \sum_{i=1}^{m} z_i^2 \qquad \text{poichè} \qquad \sum_{i<j} z_i z_j \geq 0$$

---

(2) Come è noto, dalla disuguaglianza di *Lagrange-Cauchy* si ha : $\left(\sum_{i=1}^{n} x_i y_i\right)^2 \leq \sum_{i=1}^{n} x_i^2 \sum_{i=1}^{n} y_i^2$ e quindi, per le nostre posizioni : $-1 \leq \sum_{i=1}^{n} x_i y_i \leq 1$.

(valendo il segno uguale solamente se una sola z_i è non nulla); e che la disuguaglianza di sinistra è vera poichè, come è noto, si ha:

$$0 \leq \sum_{i=1}^{m} \left(z_i - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} z_i \right)^2 = \sum_{i=1}^{m} z_i^2 - \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^{m} z_i \right)^2$$

(valendo qui il segno uguale solo se la z_i sono tutte uguali tra loro)

LEMMA II. — *Data una successione di reali* $z_1, z_2, \ldots z_n$ *soddisfacenti alle* (1) *si ha che la somma delle* z_i *negative non può superare* $-\frac{1}{\sqrt{2}}$ *(e quindi la somma delle* z_i *positive non può essere inferiore a* $\frac{1}{\sqrt{2}}$*).*

DIMOSTRAZIONE. — Indicando con $\underset{-}{S}$ e $\underset{+}{S}$ rispettivamente la somma delle z_i negative e quella delle z_i positive e con $\underset{-}{^2S}$ e $\underset{+}{^2S}$ rispettivamente la somma dei quadrati delle z_i negative e la somma dei quadrati delle z_i positive, siccome in omaggio alle (1) deve essere $\underset{-}{S} = -\underset{+}{S}$ ed anche $\underset{-}{^2S} + \underset{+}{^2S} = 1$, per il lemma I si ha:

$$1 = \underset{-}{^2S} + \underset{+}{^2S} \leq \underset{-}{S^2} + \underset{+}{S^2} = 2\,\underset{-}{S^2} = 2\,\underset{+}{S^2}$$

da cui:

$$|\underset{-}{S}| = \underset{+}{S} \geq \frac{1}{\sqrt{2}}$$

valendo il segno uguale solo per la successione:

$$z_1 = -\frac{1}{\sqrt{2}}; \; z_2 = z_3 = \ldots = z_{n-1} = 0; \; z_n = \frac{1}{\sqrt{2}}$$

LEMMA III. — *Data una successione di reali:*

$$z_1, z_2, \ldots z_n \qquad (3)$$

soddisfacenti alle (1) *si ha :*

$$-i\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}} \leq S_i = z_1 + z_2 + \ldots + z_i \leq -\frac{i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}} \tag{4}$$

$$(i = 1, 2, \ldots n)$$

DIMOSTRAZIONE. — (È ovvia per $i = n$). Tenendo presenti le condizioni (1) ed indicando con S_{n-i} la somma $z_{i+1} + z_{i+2} + \ldots + z_n$ abbiamo :

$$S_i \leq 0 \, ; \, S_i + S_{n-i} = S_n = 0 \, ; \, S_i = -S_{n-i} \, ; \, |S_i| = S_{n-i} \leq |\underset{-}{S}| = \underset{+}{S}$$

1. — Se si avesse $S_i < -i\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}}$, cioè se $|S_i| > i\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}}$ e $z_{i+1} \leq 0$, detto r il numero delle z positive della successione (3), sarebbe $r < n - i$; d'altra parte, ponendo ${}^2S_i = z_1^2 + z_2^2 + \ldots + z_i^2$, per il lemma I, si avrebbe, ricordando che $|S_i| \leq |\underset{-}{S}| = \underset{+}{S}$:

$$\underset{-}{{}^2S} \geq {}^2S_i \geq \frac{S_i^2}{i} \, ; \, \underset{+}{{}^2S} \geq \frac{\underset{+}{S^2}}{r} > \frac{\underset{+}{S^2}}{n-i} \geq \frac{S_i^2}{n-i}$$

quindi si giungerebbe a :

$$1 = \underset{-}{{}^2S} + \underset{+}{{}^2S} > \frac{}{i}^{2} + \frac{S_i^2}{n-i} > \frac{\left(i\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}}\right)^2}{i\,(n-i)}\, n = 1$$

il che è assurdo.

Se si avesse $|S_i| > i\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}}$ e $z_{i+1} > 0$ il numero delle z negative della successione (3) sarebbe $r \leq i$; d'altra parte, ponendo come al solito ${}^2S_i = z_1^2 + z_2^2 + \ldots + z_i^2$ ed anche ${}^2S_{n-i} = z_{i+1}^2 +$

$+ z_{i+2}^2 + \ldots + z_n^2$ e ricordando che $S_{n-i} = |S_i| \leq |\underline{S}| = \underset{+}{S}$, per il lemma I si avrebbe :

$$^2\underset{+}{S} \geq {}^2S_{n-i} \geq \frac{S_{n-i}^2}{n-i} = \frac{S_i^2}{n-i} ; \; ^2\underset{-}{S} \geq \frac{\underline{S}^2}{r} \geq \frac{\underline{S}^2}{i} \geq \frac{S_i^2}{i}$$

quindi si giungerebbe :

$$1 = {}^2\underset{-}{S} + {}^2\underset{+}{S} \geq \frac{S_i^2}{i} + \frac{S_i^2}{n-i} > \frac{\left(i\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}\right)^2}{i(n-i)} n = 1$$

il che è assurdo.

Con ciò è stata provata la disuguaglianza di sinistra del lemma III e cioè che è vero che :

$$-i\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}} \leq S_i = z_1 + z_2 + \ldots + z_i .$$

2. — Proviamo ora la disuguaglianza di destra tenendo presente che il numero delle z negative della (3) non può superare $n - 1$ e ugualmente il numero delle z positive.

Ammettendo che sia $S_i > -\frac{i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}$ cioè $|S_i| < \frac{i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}$ occorre considerare i casi di $z_i \gtrless 0$.

— Se $z_i < 0$ il valore assoluto di ogni termine $z_j \leq 0$ con $j > i$ deve essere, per le condizioni (1), minore di $\frac{1}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}$ e quindi, essendo i termini negativi al massimo in numero di $n - 1$, si avrebbe :

$$|\underline{S}| < \sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}} \; (3) < \frac{1}{\sqrt{2}} \qquad (i = 2, 3, \ldots, n-1)$$

contraddicendo al lemma II ; per $i = 1$, essendo $z_1 < 0$ e, per

(3) $|\underline{S}| < \frac{i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}} + \frac{n-i-1}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}} = \sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}$

ipotesi, $|z_1| < \frac{1}{n-1}\sqrt{1-\frac{1}{n}}$ ogni $z_j \leq 0\ (j > 1)$ dovrebbe essere minore in valore assoluto di $\frac{1}{n-1}\sqrt{1-\frac{1}{n}}$ a causa delle (1) ed essendo, al massimo, il numero dei negativi uguale ad $n-1$ si avrebbe:

$$|\underset{-}{S}| < \sqrt{1-\frac{1}{n}}\,; \quad {}^2\underset{-}{S} < \frac{1}{n-1}\left(1-\frac{1}{n}\right) = \frac{1}{n} \tag{5}$$

ma, in tal caso, poichè $\underset{+}{S} = |\underset{-}{S}| < \sqrt{1-\frac{1}{n}}$, per il lemma I si giungerebbe a:

$${}^2\underset{+}{S} < 1 - \frac{1}{n} \tag{6}$$

e quindi, per la (6) e la seconda delle (5) a:

$${}^2\underset{+}{S} + {}^2\underset{-}{S} < \left(1-\frac{1}{n}\right) + \frac{1}{n} = 1$$

il che contraddice le (1).

— Se $z_i = 0$ si avrebbe:

$$|S_i| = |\underset{-}{S}| = \underset{+}{S} < \frac{i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}} < \frac{1}{\sqrt{2}}\ (4)$$

per $i = 1, 2, \ldots, n-1$ ed $n > 2$

contraddicendo al lemma II.

---

(4) Infatti $\frac{i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}} = \frac{1}{n-1}\sqrt{\frac{i\,(n-i)}{n}} = t_i$; $\max_i t_i = t_{\frac{n}{2}} = \frac{\sqrt{n}}{2\,(n-1)} < \frac{1}{\sqrt{2}}$ per $n > 2$. Come è ovvio per $n = 2$ sia le condizioni 1) che 2) del teorema I determinano completamente le x e le y, e cioè nel caso a): $x_1 = y_1 = -\frac{1}{\sqrt{2}}$; $x_2 = y_2 = \frac{1}{\sqrt{2}}$; $\Sigma\, x\, y = 1 = \frac{1}{2-1} = min\, \Sigma\, x\, y$; e nel caso b): $x_1 = y_2 = \frac{1}{\sqrt{2}}$; $x_2 = y_1 = -\frac{1}{\sqrt{2}}$; $\Sigma\, x\, y = -1 = \frac{-1}{2-1} = max\, \Sigma\, x\, y$; il teorema I vale quindi ovviamente per $n = 2$.

— Se $z_i > 0$ ogni termine $z_j \geq 0$ $(j < i)$ per le condizioni (1) non deve superare z_i; inoltre, essendo per ipotesi $|S_i| = S_{n-i}$ si avrà che, sempre per le (1):

$$\frac{|S_i|}{n-i} = \frac{S_{n-i}}{n-i} \geq z_i$$

e quindi:

$$z_j\,(j < i) \leq \frac{|S_i|}{n-i} \qquad \text{per } z_j \geq 0 \tag{7}$$

Ora, siccome $\underset{+}{S} = S_{n-i} + \sum_{j<i} z_j$ per $z_j \geq 0$ si avrebbe (non potendo i positivi essere in numero maggiore di $n-1$) per la (7):

$$\underset{+}{S} \leq S_{n-i} + (i-1)\frac{|S_i|}{n-i}$$

ma siccome:

$$S_{n-i} = |S_i| < \frac{i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}} = \frac{n-i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{n-i} - \frac{1}{n}}\ (5)$$

si avrebbe:

$$\underset{+}{S} < \frac{n-i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{n-i} - \frac{1}{n}} + \frac{i-1}{n-1}\sqrt{\frac{1}{n-i} - \frac{1}{n}} =$$

$$= \sqrt{\frac{1}{n-i} - \frac{1}{n}} < \frac{1}{\sqrt{2}}$$

per $i < n-1$ (6), contraddicendo al lemma II; per $i = n-1$, essendo $z_n > 0$ e, per ipotesi, $z_n < \frac{1}{n-1}\sqrt{1 - \frac{1}{n}}$ poichè $|S_{n-i}| = S_{n-(n-1)} = z_n$, si avrebbe (poichè ogni $z_i > 0$ con $i < n$ è $\leq z_n$ e poichè, al solito, i positivi possono essere al più $n-1$):

$$\underset{+}{S} < \sqrt{1 - \frac{1}{n}}\,; \quad {}^2\underset{+}{S} < \frac{1}{n-1}\left(1 - \frac{1}{n}\right) = \frac{1}{n}$$

---

(5) Di facile verifica è l'identità $\frac{i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}} = \frac{n-i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{n-i} - \frac{1}{n}}$.

(6) Supposto, naturalmente, $n > 2$ per le ragioni addotte nella nota (4).

e siccome $|\underset{-}{S}| = \underset{+}{S}$, per il lemma I si avrebbe pure ${}^2\underset{-}{S} < 1 - \frac{1}{n}$

e quindi:

$$1 = {}^2\underset{-}{S} + {}^2\underset{+}{S} < \left(1 - \frac{1}{n}\right) + \frac{1}{n} = 1$$

il che è assurdo.

Con ciò resta dimostrata anche la disuguaglianza di destra:

$$z_1 + z_2 + \ldots + z_i = S_i \leq \frac{-i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}$$

e quindi l'intero lemma III.

* * *

Siamo ora in grado di dimostrare il teorema notando che $\sum_{i=1}^{n} x_i y_i > 0$ per n finito in quanto, per la la cosiddetta formula di *Brunacci-Abel* (7) si ha:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i y_i = \sum_{i=1}^{n-1} (y_1 + y_2 + \ldots + y_i)(x_i - x_{i+1}) = -\sum_{i=1}^{n-1} S_{y_i} \Delta x_i > 0$$

poichè $S_{y_i} < 0$ per ogni $i < n$ (lemma III) e Δx_i non può essere costantemente nulla altrimenti le x_i dovrebbero essere costanti e non potrebbero verificare congiuntamente le due condizioni:

---

(7) La dimostrazione di questa formula è immediata quando si osservi che, posto:

$$S_{y_i} = y_1 + y_2 + \ldots + y_i; \text{ si ha: } \sum_{i=1}^{n} x_i y_i = x_1 S_{y_1} + x_2 (S_{y_2} - S_{y_1}) +$$

$$+ x_3 (S_{y_3} - S_{y_2}) + \ldots + x_n (S_{y_n} - S_{y_{n-1}}) = S_{y_1} (x_1 - x_2) +$$

$$+ S_{y_2} (x_2 - x_3) + \ldots + S_{y_{n-1}} (x_{n-1} - x_n) + S_{y_n} x_n = -\sum_{i=1}^{n-1} S_y \Delta x_i$$

poichè $S_{y_n} = 0$ per le (1)

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = 0 \quad ; \quad \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = 1$$

Quindi, riferendosi al comma *a*) del teorema, ammettendo che esista il minimo cercato, esso dovrà essere maggiore di zero e quindi potrà essere scritto così:

$$min \sum_{i=1}^{n} x_i y_i = \frac{1}{k} \quad \text{con} \quad k \geq 1 \ (^9)$$

D'altra parte, ciò, si può scrivere anche così:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i y_i \geq \frac{1}{k} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}{k} \quad ; \quad k \sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \sum_{i=1}^{n} x_i^2 \geq 0$$

o anche, per la formula di *Brunacci-Abel*:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i (k y_i - x_i) = -\sum_{i=1}^{n-1} [k (y_1 + y_2 + \ldots + y_i) -$$

$$- x_1 - x_2 - \ldots - x_i] \Delta x_i \geq 0$$

valendo il segno uguale solo se $\sum_{i=1}^{n} x_i y_i = \frac{1}{k}$

Ora nell'espressione di cui sopra, che chiameremo M,

$$M = -\sum_{i=1}^{n-1} (k S_{y_i} - S_{x_i}) \Delta x_i \geq 0$$

notiamo che in $\Delta x_i \geq 0$ non vale sempre il segno uguale e che $-k S_{y_i} + S_{x_i} > 0$ per ogni $i < n$ se $k > n - 1$; infatti per Δx_i la cosa è già stata fatta notare e per $-k S_{y_i} + S_{x_i}$ basta ricordare, per il lemma III, che:

$$S_{y_i} \leq -\frac{i}{n-1} \sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}} \quad ; \quad S_{x_i} \geq -i \sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}$$

---

(9) Ricordare la disuguaglianza di *Lagrange-Cauchy* riportata in nota (8).

e quindi :

$$-k\,S_{y_i}+S_{x_i}\geq\frac{k\,i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}}-i\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}}>0 \text{ per } k>n-1$$

Quindi, siccome per $k>n-1$ si ha $M>0$, dovrà essere, se esiste, $min\sum_{i=1}^{n} x_i\,y_i\geq\frac{1}{n-1}$ cioè : $k\leq n-1$.

Però è facile vedere che esso esiste e che :

$$min\sum_{i=1}^{n} x_i\,y_i=\frac{1}{n-1}$$

poichè tale valore è raggiunto dalle due distribuzioni soddisfacenti alle (1) :

$$x_1=x_2=\ldots=x_{n-1}=-\frac{1}{n-1}\sqrt{1-\frac{1}{n}}\;;\;x_n=\sqrt{1-\frac{1}{n}}$$

$$y_1=-\sqrt{1-\frac{1}{n}}\;;\;y_2=y_3=\ldots\ldots=y_n=\frac{1}{n-1}\sqrt{1-\frac{1}{n}}$$

resta così dimostrato il comma *a*) del teorema.

Per giungere al massimo di $\sum_{i=1}^{n} x_i\,y_i$ di cui al comma *b*) del teorema basta osservare che i lemmi I e II precedenti valgono anche per le x_i e le y_i soddisfacienti alle condizioni (2) ed in quanto al lemma III esso vale per la successione delle y_i mentre per la successione delle x_i si osserva subito che, dovendo essere $\Delta x_{i-1}\leq 0\ (i=2,3,\ldots n)$, $\sum_{i=1}^{n} x_i=0$, $\sum_{i=1}^{n} x_i^2=1$ si deve avere :

$$i\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}}\geq S_{x_i}=x_1+x_2+\ldots+x_i\geq\frac{i}{n-1}\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}}\qquad(8)$$

che non è altro che l'enunciato del lemma III dove si sono cambiati tutti i segni poichè questa successione delle x_i può considerarsi come l'inversa (letta da destra a sinistra) di quella soddisfaciente alle (1) in quanto $x_1+x_2+\ldots+x_i=-(x_{i+1}+x_{i+2}+$

$+\ldots+x_n)$ e $i\sqrt{\frac{1}{i}-\frac{1}{n}}=(n-i)\sqrt{\frac{1}{n-i}-\frac{1}{n}}$.

Appurato questo si avrà, per la formula di *Brunacci-Abel*:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i y_i = -\sum_{i=1}^{n-1} S_{y_i} \Delta x_i < 0$$

poichè $S_{y_i} < 0$ (lemma III) e le x_i sono non crescenti e non tutte uguali; quindi il massimo cercato, se esiste, potrà essere scritto così:

$$max \sum_{i=1}^{n} x_i y_i = -\frac{1}{k} = -\frac{\Sigma x_i^2}{k} \; (k \geq 1) \; (10)$$

da cui:

$$M = \sum_{i=1}^{n} x_i (k y_i + x_i) = -\sum_{i=1}^{n-1} (k S_{y_i} + S_{x_i}) \Delta x_i \leq 0$$

valendo l'uguale solo per $\sum_{i=1}^{n} x y = \frac{1}{k}$

Ora siccome per la (8)

$$S_{x_i} \leq i \sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}$$

e per la (4):

$$S_{y_i} \leq \frac{-i}{n-1} \sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}$$

si avrà:

$$k S_{y_i} + S_{x_i} \leq \frac{-ik}{n-1} \sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}} + i \sqrt{\frac{1}{i} - \frac{1}{n}}$$

quindi se $k > n - 1$ si ha che $k S_{y_i} + S_{x_i} < 0$ per ogni $i < n$ e pertanto, poichè vi è almeno una $\Delta x_i < 0$, si ha $M < 0$. Quindi il massimo cercato, se esiste, dovrà essere:

$$max \sum_{i=1}^{n} x_i y_i \leq -\frac{1}{n-1} \qquad (k \leq n - 1)$$

---

(10) Ricordare la disuguaglianza di *Lagrange-Cauchy* riportata in nota (2).

Però è facile vedere che :

$$max \sum_{i=1}^{n} x_i y_i = -\frac{1}{n-1}$$

poichè tale valore è raggiunto per le due successioni :

$$x_1 = \sqrt{1 - \frac{1}{n}}\,,\; x_2 = x_3 = \ldots = x_n = -\frac{1}{n-1}\sqrt{1 - \frac{1}{n}}$$

$$y_1 = y_2 = \ldots = y_{n-1} = -\frac{1}{n-1}\sqrt{1 - \frac{1}{n}}\,;\; y_n = \sqrt{1 - \frac{1}{n}}$$

Resta così completamente dimostrato il teorema I.

COROLLARIO. — *Date due successioni di reali* (x_i) *e* (y_i) $(i = 1, 2, \ldots n)$ *variando comunque le intensità delle* x_i *e delle* y_i *nel campo reale sotto le condizioni :*

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i = 0\,;\; \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = 1\,; \tag{9}$$

$$\Delta x_{i-1} \geq 0\,;\; \Delta y_{i-1} \geq 0 \;(i = 2, 3, \ldots n)$$

si ha :

$$max \sum_{i=1}^{n} (x_i - y_i)^2 = 2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right)$$

$$min \sum_{i=1}^{n} (x_i - y_i)^2 = 0$$

e sotto le condizioni :

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i = 0\,;\; \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = 1\,; \tag{10}$$

$$\Delta x_{i-1} \leq 0\,;\; \Delta y_{i-1} \geq 0 \;(i = 2, 3, \ldots n)$$

si ha :

$$\min \sum_{i=1}^{n} (x_i - y_i)^2 = 2\left(1 + \frac{1}{n-1}\right)$$

$$\max \sum_{i=1}^{n} (x_i - y_i)^2 = 4$$

DIMOSTRAZIONE. — Basta notare che :

$$\sum_{i=1}^{n} (x_i - y_i)^2 = 2\left(1 - \sum_{i=1}^{n} x_i y_i\right)$$

e ricordare il teorema I nonchè la disuguaglianza di *Lagrange-Cauchy* riportata in nota (2).

TEOREMA II. — *Date due successioni di reali* (x_i) *e* (y_i) $(i = 1, 2, \ldots n)$ *variando comunque le intensità delle* x_i *e delle* y_i *nel campo reale sotto le condizioni :*

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i = 0 \,;\, \sum_{i=1}^{n} |x_i| = \sum_{i=1}^{n} |y_i| = 1 \,;\; \Delta x_{i-1} \geq 0 \,;\, \Delta y_{i-1} \geq 0 \quad (11)$$

si ha :

$$\max \sum_{i=1}^{n} |x_i - y_i| = 2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right)$$

$$\min \sum_{i=1}^{n} |x_i - y_i| = 0$$

DIMOSTRAZIONE. — È ovvio il minimo. Riguardo al massimo evidentemente è :

$$M = 2 - \sum_{i=1}^{n} |x_i - y_i| = \sum_{i=1}^{n} |x_i| + \sum_{i=1}^{n} |y_i| -$$

$$- \sum_{i=1}^{n} |x_i - y_i| = 2 \Sigma \min (|x_i|, |y_i|)$$

dove l'ultima sommatoria è estesa a tutti i valori di i per cui x_i e y_i hanno lo stesso segno (poichè in tal caso si ha $|x_i| + |y_i| - |x_i - y_i| = 2 \min (|x_i|, |y_i|)$ altrimenti si ha $|x_i| + |y_i| -$

$-|x_i - y_i| = 0$) e quindi, poichè $x_1, y_1 < 0$ e così $x_n, y_n > 0$ (altrimenti non si verificherebbero le (11)) si ha:

$$M \geq 2\ min\ (|x_1|, |y_1|) + 2\ min\ (|x_n|, |y_n|)$$

Ora siccome deve essere sia per x che per y (ricordando le notazione del lemma II):

$$|\underset{-}{S}| = \underset{+}{S}; |\underset{-}{S}| + \underset{+}{S} = \sum_{i=1}^{n} |x_i| = \sum_{i=1}^{n} |y_i| = 1$$

sarà anche:

$$|\underset{-}{S}| = \underset{+}{S} = \frac{1}{2};$$

quindi, siccome il numero dei negativi, come quello dei positivi, non può superare $n - 1$ per le condizioni (11), dovrà essere:

$$|x_1|, |y_1| \geq \frac{1}{2(n-1)}; x_n, y_n \geq \frac{1}{2(n-1)}$$

quindi:

$$2\ min\ (|x_1|, |y_1|) + 2\ min\ (x_n, y_n) \geq \frac{4}{2(n-1)} = \frac{2}{n-1}$$

e allora:

$$2 - \sum_{i=1}^{n} |x_i - y_i| \geq \frac{2}{n-1}; \sum_{i=1}^{n} |x_i - y_i| \leq 2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right)$$

ma possiamo scrivere:

$$max \sum_{i=1}^{n} |x_i - y_i| = 2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right)$$

poichè il valore $2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right)$ è raggiunto dalle due successioni soddisfacenti le (11):

$$x_1 = x_2 = \ldots = x_{n-1} = -\frac{1}{2(n-1)}; x_n = \frac{1}{2}$$

$$y_1 = \frac{-1}{2}; y_2 = y_3 = \ldots = y_n = \frac{1}{2(n-1)}.$$

SIGNIFICATO STATISTICO DELLE DISUGUAGLIANZE PRECEDENTI :

1. — *Coefficiente di correlazione del Bravais.*

Se (X_i) e (Y_i) $(i = 1, 2, 3, \ldots n)$ sono due successioni ambedue non decrescenti di reali aventi medie rispettivamente M_X e M_Y e varianze $\sigma_X^2, \sigma_Y^2 > 0$, le due successioni :

$$x_i = \frac{X_i - M_X}{\sqrt{n}\,\sigma_X}; \; y_i = \frac{Y_i - M_Y}{\sqrt{n}\,\sigma_Y} \qquad (i = 1, 2, \ldots n) \qquad (12)$$

soddisfano alle condizioni (1) del teorema I e quindi, siccome in tal caso l'espressione :

$$\sum_{i=1}^{n} x_i y_i = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - M_X)(Y_i - M_Y)}{n\,\sigma_X\,\sigma_Y} = r_{XY}$$

è il coefficiente di correlazione del Bravais fra le X_i e le Y_i, si ha, per il teorema I, che tale coefficiente, nel caso di successioni ambedue non decrescenti (purchè con varianza non nulla), cioè cograduate, *oscilla fra il valore minimo di* $\frac{1}{n-1}$ *ed il massimo uguale ad* 1. Analogamente nel caso di due successioni di cui una non decrescente ed una non crescente, cioè contrograduate (purchè con varianza non nulla) il coefficiente del Bravais *oscilla tra il minimo valore di* -1 *ed il massimo pari a* $-\frac{1}{n-1}$.

Alcune fra le disuguaglianze tra medie che discendono subito dal campo di variazione testè determinato per r_{XY} sono, ad esempio, le due seguenti (rispettivamente per X_i, Y_i cograduate e contrograduate e se $\sum_{i=1}^{n} X_i > 0$):

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i}{\sum_{i=1}^{n} X_i} \geq \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i}{n} + \frac{\sigma_X \sigma_Y}{n-1} \Big/ \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n};$$

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i}{\sum_{i=1}^{n} X_i} \leq \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i}{n} - \frac{\sigma_X \sigma_Y}{n-1} \Big/ \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$

che valgono anche per σ_X , σ_Y nulli. Altre disuguaglianze, tra le quali alcune di carattere geometrico, derivanti dall'interpretazione trigonometrica di r_{XY}, sono tralasciate per brevità.

2. — *Indici di dissomiglianza del Gini.*

a) Prendendo le successioni (12) e calcolando l'espressione di cui al Corollario:

$$\delta^2 = \sum_{i=1}^{n} (x_i - y_i)^2 = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i - M_X}{\sqrt{n}\,\sigma_X} - \frac{Y_i - M_Y}{\sqrt{n}\,\sigma_Y} \right)^2 =$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i - M_X}{\sigma_X} - \frac{Y_i - M_Y}{\sigma_Y} \right)^2$$

abbiamo il quadrato dell'indice quadratico di dissomiglianza fra gli scarti standardizzati delle successioni (X_i) e (Y_i) che, per il suddetto corollario, oscilla, al variare le X_i e Y_i, fra il minimo di 0 e il massimodi $2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right)$ e quindi l'indice quadratico di dissomiglianza suddetto *oscilla tra* 0 *e* $\sqrt{2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right)}$. Naturalmente per n abbastanza grande il campo di variazione di δ si riduce praticamente all'intervallo $0 \,|\!-\!|\, \sqrt{2}$.

b) Se delle stesse due successioni (X_i) e (Y_i) ambedue non decrescenti, cioè cograduate, di reali non tutti uguali si calcola lo scostamento semplice medio dalla media aritmetica e cioè:

$$S_X = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} |X_i - M_X| \quad \text{e} \quad S_Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} |Y_i - M_Y|$$

le due successioni:

$$x_i = \frac{X_i - M_X}{n\,S_X} \; ; \quad y_i = \frac{Y_i - M_Y}{n\,S_Y} \qquad (i = 1, 2, \ldots n)$$

soddisfano alle (11) del teorema II e quindi l'espressione:

$$d = \sum_{i=1}^{n} |x_i - y_i| = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left| \frac{X_i - M_X}{S_X} - \frac{Y_i - M_Y}{S_Y} \right|$$

che costituisce l'indice semplice di dissomiglianza fra gli scarti standardizzati con lo scostamento semplice medio, per il suddetto teorema II, *oscilla tra un minimo di* 0 *e un massimo di* $2\left(1-\frac{1}{n-1}\right)$ Ciò che è interessante notare è che $max\ \delta^2 = max\ d$. Naturalmente il campo di variazione dell'indice si riduce praticamente all'intervallo $0 \mid\!-\!\mid 2$ se n è abbastanza grande.

Così, ad esempio, i valori di $max\ d$ e $max\ \delta$ negli indici di dissomiglianza [11] calcolati fra le età delle spose e degli sposi nei matrimoni in Italia nel triennio 1931-33 e riportati nella tabella seguente sono : rispettivamente 2 e $\sqrt{2}$ in quanto già per l'n più piccolo che è 3546, si ha :

$$max\ d = 1{,}999435825\ldots \simeq 2$$

$$max\ \delta = \sqrt{1{,}999435825} = 1{,}414\ldots \simeq \sqrt{2}$$

STATO CIVILE DEGLI SPOSI	CAPOLUOGHI			NON CAPOLUOGHI		
	d	δ	n	d	δ	n
Tra celibi e nubili	0,391	0,310	179037	0,491	0,405	582844
Tra vedovi e nubili	0,209	0,224	10530	0,295	0,253	33109
Tra celibi e vedove	0,182	0,190	4246	0,251	0,237	7569
Tra vedovi e vedove	0,258	0,237	3546	0,256	0,232	12460
In complesso	0,277	0,257	197369	0,339	0,293	635982

Per ottenere dai dati della tabella i valori relativi degli indici di dissomiglianza $\frac{d}{max\ d}$ e $\frac{\delta}{max\ \delta}$ basta quindi praticamente dividere i valori d e δ rispettivamente per 2 e $\sqrt{2}$.

---

[11] T. SALVEMINI, *Su alcuni aspetti della dissomiglianza e della concordanza con applicazione alle distribuzioni degli sposi secondo l'età* in « Bulletin de l'Institut Int. de Statist. XXXIV Tome, 2me Livraison, 1953.

La tabella a doppia entrata relativa alle successioni minimanti di r_{XY} e quindi massimanti di δ è la seguente :

y \ x	$-\frac{1}{n-1}\sqrt{1-\frac{1}{n}}$	$\sqrt{1-\frac{1}{n}}$	
$-\sqrt{1-\frac{1}{n}}$	1	0	1
$\frac{1}{n-1}\sqrt{1-\frac{1}{n}}$	$n-2$	1	$n-1$
	$n-1$	1	n

e la tabella analoga relativa a d è la seguente :

y \ x	$-\frac{1}{2(n-1)}$	$\frac{1}{2}$	
$-\frac{1}{2}$	1	0	1
$\frac{1}{2(n-1)}$	$n-2$	1	$n-1$
	$n-1$	1	n

3. — *Problemi di minimax e maximin.*

È noto [12] che, date due successioni di reali (x_i) ed (y_i) $(i = 1, 2, \ldots n)$ l'espressione : $\sum_{i=1}^{n} x'_i y'_i$ calcolata per tutte le $(n!)^2$ coppie di successioni [13] ottenute alterando l'ordine in (x_i) e (y_i) diviene massima se scegliamo (x'_i) ed (y'_i) tali che :

$$\Delta x'_{i-1} \geq 0 \quad ; \quad \Delta y'_{i-1} \geq 0 \qquad (i = 2, 3, \ldots n)$$

oppure :

$$\Delta x'_{i-1} \leq 0 \quad ; \quad \Delta y'_{i-1} \leq 0 \qquad (i = 2, ,3, \ldots n)$$

---

[12] HARDY, LITTLEWOOD, POLYA, *Inequalities*, Cambridge, 1934.

[13] Oppure basta considerarne $n!$ di coppie di successioni quando è stabilito l'ordine dei termini di una di esse.

e minima se :

$$\Delta x'_{i-1} \leq 0 \quad ; \quad \Delta y'_{i-1} \geq 0 \qquad (i = 2, 3, \ldots n)$$

oppure se :

$$\Delta x'_{i-1} \geq 0 \quad ; \quad \Delta y'_{i-1} \leq 0 \qquad (i = 2, 3, \ldots n)$$

quindi i risultati del teorema I, comma *a*), possono scriversi così :

$$\min_{D_v} \max_{D_p} \Sigma x y = \frac{1}{n-1}$$

dove $\max_{D_p}$ indica il massimo cercato nel dominio delle $(n!)^2$ coppie di successioni-permutazioni e $\min_{D_v}$ è il minimo di $\max_{D_p} \Sigma x y$ cercato nel dominio determinato dalle condizioni (1) del teorema I. (La lettera v sta per indicare il dominio dove variano le intensità e la lettera p per indicare quello delle permutazioni).

Analogo significato si ottiene per il comma *b*) del teorema I in base al quale si può scrivere :

$$\max_{D_v} \min_{D_p} \Sigma x y = -\frac{1}{n-1}$$

Analogo significato si ha ancora per $\max \delta$ e $\max d$ che si possono scrivere nel modo seguente :

$$\delta = \min_{D_p} \sqrt{\frac{1}{n} \Sigma (x-y)^2} \; ; \; d = \min_{D_p} \frac{1}{n} \Sigma |x-y|$$

ed i massimi trovati si possono quindi scrivere :

$$\max \delta = \max_{D_v} \min_{D_p} \sqrt{\frac{1}{n} \Sigma (x-y)^2} \; ; \; \max d = \max_{D_v} \min_{D_p} \frac{1}{n} \Sigma |x-y|$$

Ora è noto [14] che sotto opportune condizioni le strategie di due giocatori conducono a problemi di minimax e di maximin

---

[14] Per le nozioni principali della teoria dei giuochi si rimanda a J. von NEUMANN and O. MORGENSTERN, *Theory of Games and Economic Behavior* - Princeton University Press - 1953.

in quanto, stabilita una certa funzione di un gruppo di variabili costituite dai punti segnati dai due giocatori e rappresentante il guadagno (il guadagno dell'uno costituisca la perdita dell'altro) ognuno dei due cerca di realizzare compatibilmente alle mosse dell'altro il massimo guadagno cioè il maximin od il minimax della funzione particolare scelta.

Infatti se al giocatore A, al quale spetti per primo di fare tutte le sue mosse, è consentito di stabilire solo l'ordine dei termini nelle due successioni (x_i) e (y_i) $i = 1, 2, \ldots n$ ed al giocatore B è consentito, rispettando le mosse di A (rispettando cioè l'ordine conferito da A ai termini delle due successioni) di agire solo sulle intensità x_i ed y_i $(i = 1, 2 \ldots n)$ sotto le condizioni $\Sigma x = \Sigma y = o$; $\Sigma x^2 = \Sigma y^2 = 1$, cioè rispettando le (1) del teorema I, ammesso che a giuoco ultimato A guadagni $\Sigma xy - \frac{1}{n-1} = f(p, v)$ e B guadagni $-\Sigma xy + \frac{1}{n-1} = -f(p,v)$ dove p indica il particolare ordine che A conferisce ai termini delle due successioni e v indica i due vettori di intensità (a meno dell'ordine degli elementi) scelti da B, si ha che ad A conviene cograduare le due successioni non ancora determinate nelle intensità cioè imporre le condizioni $\Delta x_{i-1} \geq 0$; $\Delta y_{i-1} \geq 0$ $(i = 2, 3, \ldots n)$ ed a B conviene fissare le $2n$ intensità x_i ed y_i rispettando esattamente le condizioni (1) del teorema I in modo da ottenere le successioni minimanti di Σxy nel caso *a*) teor. I ; in altre parole A giunge a:

$$f(p_0, v) = \max_{D_p} \Sigma xy - \frac{1}{n-1}$$

e B riduce la sua perdita a :

$$f(p_0, v_0) = \min_{D_v} \max_{D_p} \Sigma xy - \frac{1}{n-1} = 0$$

È facile vedere che :

$$\min_{D_v} \max_{D_p} \Sigma xy = \max_{D_p} \min_{D_v} \Sigma xy = \frac{1}{n-1}$$

cioè :

$$\min_{D_v} \max_{D_p} f(p, v) = \max_{D_p} \min_{D_v} f(p, v) = f(p_0, v_0) = 0$$

Infatti spettando ad agire per primo a B, dovendo rispettare le condizioni $\Sigma x = \Sigma y = 0$; $\Sigma x^2 = \Sigma y^2 = 1$, a lui conviene fissare le intensità x_i ed y_i in modo da poter ricondurre le due successioni così stabilite, mediante solo operazioni di permutazione nell'ordine dei termini alle due successioni minimanti del comma *a*) (15) del teorema I, poichè A potendo agire sull'ordine dei termini potrà massimizzare $\Sigma x y$ cograduando i termini delle due successioni, però ottiene solo il minimo compatibile alla cograduazione.

Pur non potendo rappresentare con una tabella a doppia entrata questo giuoco, poichè le scelte di B costituiscono un insieme non numerabile (insieme dei punti dell'ipercirconferenza massima intersezione della ipersfera di equaz. $\Sigma x^2 = 1$ col piano di equaz. $\Sigma x = 0$ combinato con l'analogo insieme per le y) è chiaro che detto gioco, nel suo genere ammette un punto di sella, sia pure di carattere particolarissimo.

Come ammontare della vincita abbiamo scelto $\pm \Sigma x y \mp \frac{1}{n-1}$ per avere il valore zero nel caso di « match nullo » cioè nel caso che A e B imbrocchino ambedue le strategie ottime.

Quindi anche le disuguaglianze da noi determinate possono interpretare il comportamento ottimale di due giocatori in un particolare tipo di giuoco dove all'uno è consentito di agire sullo ordine delle due successioni (x_i) e (y_i) e all'altro è consentito di agire sulle intensità sotto opportune limitazioni.

Come è noto, la teoria dei giuochi è estremamente feconda di applicazioni nel campo economico ; basti pensare ai suoi profondi legami con la programmazione lineare ed in genere con i

---

(15) Basta che B fissi le intensità x ed y tali che contrograduate siano :

$$x_1 = \sqrt{1 - \frac{1}{n}}, \; x_2 = x_3 = \ldots = x_n = -\frac{1}{n-1}\sqrt{1 - \frac{1}{n}};$$

$$y_1 = -\sqrt{1 - \frac{1}{n}}, \; y_2 = y_3 = \ldots = y_n = \frac{1}{n-1}\sqrt{1 - \frac{1}{n}}.$$

che forniscono : $\Sigma x y = -1$, al che A, cograduando le x con le y (scambiando cioè x_1 con x_n) ottiene : $\max_{D_p} \min_{D_v} \Sigma x y = \frac{1}{n-1}$.

problemi economico-industriali dove si mira alla scelta di strategie ottime (di produzione, di distribuzione, ecc.) fra quelle che il mercato presenta.

Abbiamo voluto accennare a quest'ultima interpretazione delle nostre disuguaglianze poichè nella sterminata casistica che la realtà offre di giuochi è possibile esista, oltre che come giuoco convenzionale, un particolare tipo di reale competizione le cui strategie ottime siano descritte dalle suddette nostre disuguaglianze.

SUMMARY

In this work the author determines some inequalities that beyond a purely mathematical interest, permit the determination of the range (hereto unknown) of some statistical constants.

Besides, the behaviour of the above constants (correlation coefficient, dissimilarity coefficient, etc.) when the terms are similarly arranged, has been illustrated.

These inequalities constitute the solutions of particular minimax and maximin problems.

In the first part, the author, proves some mathematical propositions ; in the second part the author gives statistical quality to these propositions binding to them some constants used in Statistics, Econometrics, etc.

The Theorems proved in this work are the following :

THEOREM I - *Let* (x_i) ; (y_i) $(i = 1, 2, 3, \ldots n)$ *be two sequences of real numbers* ;

a) *varying however* x_i *and* y_i $(i = 1, 2, \ldots n)$ *in the real field under the conditions* :

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i = 0 ; \quad \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = 1 ;$$

$$\Delta x_{i-1} \geq 0 ; \quad \Delta y_{i-1} \geq 0 \,(1) \quad (i = 2, 3, \ldots n) \tag{1}$$

(1) $\Delta x_{i-1} = x_i - x_{i-1}$; $\Delta y_{i-1} = y_i - y_{i-1}$.

we have:

$$min \sum_{i=1}^{n} x_i y_i = \frac{1}{n-1}$$

b) *varying however* x_i *and* y_i $(i = 1, 2, \ldots n)$ *in the real field under the conditions*:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i = 0 ; \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = 1 ; \qquad (2)$$

$$\Delta x_{i-1} \leq 0 ; \Delta y_{i-1} \geq 0 \quad (i = 2, 3, \ldots n)$$

we have:

$$max \sum_{i=1}^{n} x_i y_i = -\frac{1}{n-1} .$$

(The maximizing and minimizing sequences of x_i and y_i are determined in the proof of the theorem).

THEOREM II. - *Let* (x_i), (y_i) $(i = 1, 2, \ldots n)$ *be two sequences of real numbers; varying however* x_i *and* y_i $(i = 1, 2, \ldots n)$ *in the real field under the conditions*:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i = 0 ; \sum_{i=1}^{n} |x_i| = \sum_{i=1}^{n} |y_i| = 1 ;$$

$$\Delta x_{i-1} \geq 0 ; \Delta y_{i-1} \geq 0 \quad (i = 2, 3, \ldots n)$$

we have:

$$max \Sigma |x_i - y_i| = 2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right) .$$

(Also in this theorem, the maximizing and minimizing sequences of x_i and y_i are determinated in the proof.)

From the theorem I) we derive, for instance, that in the correlation coefficient r_{XY} of Bravais between two real sequences X_i and Y_i $(i = 1, 2, 3, \ldots n)$ both non decrescent and with $\sigma_X, \sigma_Y > 0$ we have the limitations:

$$\frac{1}{n-1} \leq r_{XY} \leq 1$$

and if X_i, Y_i are ordered in opposite sense we have ($\sigma_X , \sigma_Y > 0$):

$$-1 \leq r_{XY} \leq -\frac{1}{n-1}$$

Analogue inequalities we derive from the theorems I and II for the quadratic δ and linear d index of dissimilarity, and i.e.:

$$0 \leq \delta = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{X_i - M_X}{\sigma_X} - \frac{Y_i - M_Y}{\sigma_Y}\right)^2} \leq \sqrt{2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right)}$$

$$0 \leq d = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left|\frac{X_i - M_X}{S_X} - \frac{Y_i - M_Y}{S_Y}\right| \leq 2\left(1 - \frac{1}{n-1}\right).$$

where X_i and Y_i ($i = 1, 2, \ldots n$) are equally ordered; M_X, M_Y are the arithmetic averages; $\sigma_X^2 , \sigma_Y^2 > 0$ are, as usual, the variances; $S_X , S_Y > 0$ are the mean absolute deviations from the averages M_X and M_Y.

Of course the constants $M_X , M_Y , \sigma_X , \sigma_Y , S_X , S_Y$ are extended always and only to the n terms X_i and Y_i.

Some inequalities between averages are deducted from the inequalities written for r_{XY}.

After all, the above inequalities are illustrated as solutions of particular zero-sum two-person games.

CORRADO GINI

Medie di serie dipendenti da due caratteri sconnessi

Trent'anni fa, riferendo, ad invito dell'Università di Londra, sui contributi dell'Italia ai moderni metodi statistici (1), prospettavo la possibilità di estendere alle serie di caratteri qualitativi, il concetto di media e la sua determinazione, argomento che, in collaborazione con L. Galvani, ho poi svolto ampiamente su « Metron » (2).

Avvalendosi della proprietà, che hanno molte medie, di rendere minima una media potenziata degli scostamenti, il concetto di media veniva esteso, in base al principio della conservazione delle leggi formali, alle serie cicliche (per es. matrimoni nei vari giorni della settimana o nei vari mesi dell'anno) o sconnesse (per es. censiti classificati secondo la confessione religiosa o la nazionalità ecc.), mentre l'estensione alle serie rettilinee (per es. numero degli impiegati classificati secondo il grado gerarchico) si faceva direttamente sostituendo alle modalità di un carattere qualitativo le rispettive modalità di un carattere quantitativo con quello correlato (per es. ai gradi di una carriera i relativi stipendi).

Dopo di avere determinato e largamente applicato la media aritmetica, la moda e la mediana a singoli caratteri rettilinei, ciclici e sconnessi, si era anche passati, nell'articolo citato, a trattare delle serie dipendenti da due caratteri, determinando le dette medie per serie dipendenti, sia da due caratteri rettilinei o qualitativi, sia da un carattere rettilineo o da un carattere ciclico (morti per classi di età e per mesi), sia, infine, da due caratteri ciclici

(1) Cfr. la conferenza *The contributions of Italy to Modern Statistical Methods*, pubblicata in « Journal of the R. Stat. Society » vol. LXXXIX, Part. IV, 1926.

(2) Vedi l'articolo *Di alcune estensioni dei concetti di media ai caratteri qualitativi*, « Metron », vol. VIII, n. 1-2, 30-VI-1929.

(primogeniti secondo il loro mese di nascita e secondo il mese di nascita della madre, venti secondo la direzione e secondo il mese, matrimoni secondo il mese e secondo il giorno della settimana). Non era stato invece allora considerato il caso di serie dipendenti da due caratteri sconnessi (per es. nazionalità o professione dello sposo e della sposa).

Nella preparazione, testé ultimata, di un trattato sulle medie (1) mi è sembrato opportuno di prendere in considerazione anche tali tipi di serie. Se ne stralciano qui i paragrafi che si riferiscono a tale argomento.

Risultato, se non erro, importante è quello che, mentre per le serie dipendenti da un solo carattere sconnesso, media aritmetica, moda e mediana coincidono, tale coincidenza non si verifica per le serie dipendenti da due caratteri sconnessi.

Serie dipendenti da due caratteri sconnessi

Indichiamo con i ($i = 1, 2 \ldots m$) una delle m modalità del carattere sconnesso A, con j ($j = 1, 2 \ldots n$) una delle n modalità del carattere sconnesso B e con C_{ij} una coppia delle modalità di A e di B.

Posto $s \neq i$ e $t \neq j$, C_{sj} starà ad indicare una coppia di modalità che differisca dalla coppia C_{ij} per la modalità di A, C_{it} una coppia di modalità che differisca dalla coppia C_{ij} per la modalità di B e C_{st} una coppia di modalità che differisca dalla coppia C_{ij}, per entrambe le modalità.

Se con α conveniamo di indicare la differenza tra due modalità di A e con β la differenza tra due modalità di B, apparirà naturale di indicare con α anche la differenza fra due coppie C_{ij} e C_{sj} che differiscono solo per la modalità di A, con β la differenza tra due coppie C_{ij} e C_{it} che differiscono solo per la modalità di B e con $\sqrt{\alpha^2 + \beta^2}$ la differenza fra due coppie C_{ij} e C_{st} che differiscono per entrambe le modalità.

Sia poi: f_{ij} = frequenza (relativa) della coppia C_{ij}

f_{sj} = » » » » C_{sj}

f_{it} = » » » » C_{it}

f_{st} = » » » » C_{st}

---

(1) Il trattato è sotto stampa coi tipi della Utet, Torino.

Media aritmetica

La varianza della serie rispetto alla modalità C_{ij} sarà :

$$^2S_A^2 = f_{ij}\, 0 + f_{sj}\, \alpha^2 + f_{it}\, \beta^2 + f_{st}\, (\alpha^2 + \beta^2)$$

che, espressa in termini di α^2 ($\alpha < \beta$), diviene :

$$^2S_A^2 = f_{sj} + f_{it}\, \gamma^2 + f_{st}\, (1 + \gamma^2)$$

dove $\gamma = \alpha/\beta$ e, per l'uguaglianza $f_{ij} + f_{sj} + f_{it} + f_{st} = 1$,

$$^2S_A^2 = 1 - f_{ij} + f_{it}\, (\gamma^2 - 1) + f_{st}\gamma^2$$

Si considera come media aritmetica della serie la coppia di modalità che rende minima la varianza $^2S^2$ ossia che rende massimo

$$\tau = f_{ij} - f_{it}\, (\gamma^2 - 1) - f_{st}\, \gamma^2 \qquad (1)$$

Nel caso che A e B siano due serie relative allo stesso carattere (per es., nazionalità dello sposo e della sposa) o che comunque possa porsi $\alpha = \beta$ e quindi $\gamma^2 = 1$, il criterio (1) diventa

$$\tau = f_{ij} - f_{st} \qquad (2)$$

Non è detto che τ sia massimo quando è massimo f_{ij}, vale a dire che la media aritmetica corrisponda alla coppia di maggiore frequenza che rappresenta la moda, a differenza di quanto si verifica per le serie sconnesse a una dimensione.

Per esempio, nel caso della tabella seguente,

TAVOLA I

A \ B	1	2	3	4	Totale
1	10	4	5	0	19
2	11	2	4	0	17
3	2	1	1	0	4
4	3	1	1	0	5
Totale	26	8	11	0	45

si ha, per la coppia C_{11}, $f_{ij} = \frac{10}{45}$, $\tau_{ij} = \frac{10 - 10}{45} = 0$, mentre per la coppia C_{12} è $f_{ij} = \frac{11}{45}$, $\tau_{12} = \frac{11 - 13}{45} = -\frac{2}{45}$.

Per le altre coppie, il valore di τ risulta molto più basso, come si desume dalla tavola II, col. 5.

L'indice di cograduazione fra i valori di f_{ij} e di τ risulta $= \frac{128 - 29}{16^2/2} = 0{,}77$

Mediana

Si considera come mediana della serie la coppia di modalità per cui risulta minimo lo scostamento semplice medio dato dall'espressione

$$^1S = f_{ij}\,0 + f_{sj}\alpha + f_{it}\,\beta + f_{st}\sqrt{\alpha^2 + \beta^2}$$

che, espressa in termini di α, diviene

$$^1S = f_{sj} + f_{it}\,\gamma + f_{st}\sqrt{1 + \gamma^2}$$

o anche

$$^1S = 1 - f_{ij} + f_{it}\,(\gamma - 1) + f_{st}\left\{\sqrt{1 + \gamma^2} - 1\right\}$$

ossia la coppia di modalità per cui risulta massimo il valore di

$$\pi = f_{ij} - f_{it}\,(\gamma - 1) - f_{st}\left\{\sqrt{1 + \gamma^2} - 1\right\} \qquad (1)$$

che, quando possa porsi $\alpha = \beta$, diviene

$$\pi = f_{ij} - 0{,}4142\,f_{st} \qquad (2)$$

Nel nostro esempio, la mediana è data dalla coppia C_{11} per cui risulta

$$\pi_{11} = \frac{1}{45}\,(10 - 4{,}14) = 5{,}9/45,$$

mentre, per C_{12}, risulta

$$\pi_{12} = \frac{1}{45}\,(11 - 5{,}38) = 5{,}6/45$$

Tutti gli altri valori di π risultano molto più bassi, come appare alla tavola II, col. 4, ma le graduatorie dei valori di π non concordano con le graduatorie dei valori di τ, come si può vedere dalle colonne 7 e 8.

TAVOLA II

COPPIE	Valori, moltiplicati per 45, di:				Graduatorie decrescenti di			Graduatorie crescenti di:		Differenze			
	f_{ij}	f_{st}	π	τ	f_{ij} (a)	π (b)	τ (c)	π (β)	τ (γ)	$a-b$	$a-\beta$	$a-c$	$a-\gamma$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
C_{11}	10	10	5,9	0	2	1	1	16	16	1	14	1	14
C_{12}	11	13	5,6	— 2	1	2	2	15	15	1	14	1	14
C_{13}	2	17	— 5,0	— 15	7,5	4,5	6	12,5	11	3	5	1,5	3,5
C_{14}	3	17	— 4,0	— 14	6	3	4	14	13	3	8	2	7
C_{21}	4	22	— 5,1	— 18	4,5	7	7	10	10	2,5	5,5	2,5	5,5
C_{23}	2	22	— 7,1	— 20	7,5	8	8	9	9	0,5	1,5	0,5	1,5
C_{28}	1	34	—13,1	— 33	10,5	14	14	3	3	3,5	7,5	3,5	7,5
C_{24}	1	33	—12,7	— 32	10,5	13	13	4	4	2,5	6,5	2,5	6,5
C_{31}	4	20	— 3,3	— 15	3	4,5	3	12,5	14	1,5	9,5	0	11
C_{32}	5	21	— 4,7	— 17	4,5	6	5	11	12	1,5	6,5	0,5	7,5
C_{33}	1	31	—11,8	— 30	10,5	12	12	5	5	1,5	5,5	1,5	5,5
C_{34}	1	30	—11,4	— 29	10,5	11	10	6	7	0,5	4,5	0,5	3,5
C_{41}	0	26	—10,8	— 26	15,5	9	9	8	8	6,5	7,5	5,5	6,5
C_{42}	0	28	—11,6	— 28	15,5	10	11	7	6	5,5	8,5	3,5	8,5
C_{43}	0	41	—17,0	— 41	15,5	16	16	1	1	0,5	14,5	2,5	13,5
C_{44}	0	40	—16,6	— 40	15,5	15	15	2	2	0,5	13,5	0,5	12,5
TOTALI . . .										35,0	132,0	29,0	128,0

L'indice di cograduazione tra i valori di f_{ij} e di π risulta $= \frac{132 - 35}{16^2/2} = 0{,}76$, mentre quello tra i valori di f_{ij} e di τ risulta, come si è visto, $= 0{,}77$.

Relazioni tra media, mediana e moda.

Nell'esempio fatto sopra, la media aritmetica coincide con la mediana; ma non è detto che ciò avvenga sempre, a differenza di quanto si verifica per le serie sconnesse ad una dimensione, per cui media aritmetica e mediana sempre coincidono.

Nel caso, ad esempio, della seguente tavola III,

TAVOLA III

A \ B	1	2	3	Totale
1	100	50	5	155
2	120	20	5	145
3	80	5	30	115
Totale	300	57	40	415

la media aritmetica è rappresentata dalla coppia C_{11} con frequenza $= 100$ e la mediana invece dalla coppia C_{12} con frequenza $= 120$, essendo

$$\tau_{11} = \frac{100 - 60}{415} = \frac{40}{415}$$

maggiore di

$$\tau_{12} = \frac{120 - 90}{415} = \frac{30}{415}$$

e invece

$$\pi_{11} = \frac{100 - 0{,}4142 \cdot 60}{415} = \frac{75}{415}$$

minore di

$$\pi_{12} = \frac{120 + 0{,}4142 \cdot 90}{415} = \frac{83}{415}$$

Se applichiamo il criterio (2) alle serie dei matrimoni di Buenos Aires, classificati secondo la nazione dello sposo e della sposa nei periodi 1887-91 e 1905-1908 (Tavole IV e V) [1] si ottengono, per i due periodi e per le varie coppie di modalità, i valori esposti nelle tavole VI e VII.

Gli indici di cograduazione tra i valori di f_{ij} e i valori di τ risultano per il periodo 1887-1891

$$\frac{252 - 128}{24^2/2} = 0{,}43$$

e per il periodo 1905-1906

$$\frac{290 - 92}{24^2/2} = 0{,}69$$

e quelli tra i valori di f_{ij} e i valori di π, per il primo periodo,

$$\frac{260 - 118}{24^2/2} = 0{,}49$$

e, per il secondo,

$$\frac{290 - 72}{24^2/2} = 0{,}76$$

In entrambi i periodi, la mediana corrisponde alla coppia di massima frequenza (C_{22} per il primo periodo e C_{11} per il secondo), per la quale i valori di π si distaccano nettamente da tutti gli altri. La media invece in entrambi ne differisce, in entrambi corrispondendo alla coppia C_{12} che occupa il quarto posto nella graduatoria decrescente della frequenza.

È in ogni modo da avvertire che, anche se in alcuni casi, come nei soprariferiti, la media aritmetica o la mediana o entrambe non corrispondono alla coppia di massima frequenza, esse corrispondono però a una tra le coppie più frequenti, così che in pratica, per trovare la mediana aritmetica o la mediana delle serie dipendenti da due caratteri connessi, basta calcolare i valori di τ o di π per alcune coppie che si presentano con la frequenza più elevata.

---

(1) I dati sono ricavati dalla monografia di F. Savorgnan, *La scelta matrimoniale, Studi statistici*, Biblioteca del « Metron », Roma

TAVOLA IV

Matrimoni secondo la nazionalità degli sposi

Buenos Ayres (Città) 1887-1891

SPOSI	SPOSE					
	Argentine	Italiane	Spagnuole	Francesi	Di altri Stati	Totale
Argentini	3.894	335	203	99	281	4.812
Italiani	2.191	6.947	265	172	263	9.838
Spagnuoli	839	142	2.814	190	122	4.107
Francesi	262	65	105	1.093	80	1.605
Di altri Stati	677	149	127	98	1.224	2.275
TOTALE	7.863	7.638	3.514	1.652	1.970	22.637

TAVOLA V

Matrimoni secondo la nazionalità degli sposi

Buenos Ayres (Città) 1905-1906

SPOSI	SPOSE					
	Argentine	Italiane	Spagnuole	Francesi	Altri Stati	Totale
Argentini	4.101	530	401	116	372	5.520
Italiani	2.120	3.270	302	94	245	6.031
Spagnuoli	815	162	2.773	87	137	3.974
Francesi	178	46	62	234	34	554
Altri Stati	679	136	149	55	986	2.005
TOTALE	7.893	4.144	3.687	586	1.774	18.084

COPPIE	Valori moltiplicati per 22637 di				Graduatorie decrescenti di			Graduatorie crescenti di		Differenze			
	f_{ij}	f_{st}	τ	π	f_{ij} (a)	τ (b)	π (c)	τ (β)	π (γ)	a - b	a - β	a - c	a -
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
C_{11}	3894	13856	— 9962	— 1845	2	4	3	22	23	2	20	1	21
C_{13}	2191	7127	— 4936	— 761	4	1	2	25	24	3	21	2	20
C_{13}	839	11506	— 10667	— 3927	7	6	5	20	21	1	13	2	14
C_{14}	262	13431	— 13169	— 5301	13	12	13	14	13	1	1	0	0
C_{15}	677	13176	— 12499	— 4780	8	10	11	16	15	2	8	3	7
C_{21}	335	10522	— 10187	— 4023	9	5	6	21	20	4	12	3	11
C_{23}	6947	12108	— 5151	1932	1	2	1	24	25	1	23	0	24
C_{23}	142	11034	— 10892	— 4428	18	8	8	18	18	10	0	10	0
C_{24}	65	13459	— 13394	— 5510	25	13	14	13	12	12	12	11	13
C_{25}	149	12873	— 12724	— 5183	17	11	12	15	14	6	2	5	3
C_{31}	203	14514	— 14311	— 5809	14	14	15	12	11	0	2	1	3
C_{32}	265	9550	— 9285	— 3691	11	3	4	23	22	8	12	7	11
C_{33}	2814	17830	— 15016	— 4571	3	15	10	11	16	12	8	7	13
C_{34}	105	17623	— 17518	— 7194	21	21	22	5	4	0	16	1	17
C_{35}	127	16975	— 16848	— 6904	19	19	21	7	5	0	12	2	14
C_{41}	99	16272	— 16173	— 6640	22	17	17	9	9	5	13	5	13
C_{43}	172	11319	— 11147	— 4516	16	9	9	17	17	7	1	7	1
C_{43}	190	17068	— 16878	— 6880	15	20	19	6	7	5	9	4	8
C_{44}	1093	20473	— 19380	— 7387	6	25	23	1	3	19	5	17	3
C_{45}	98	18808	— 18710	— 7692	23	23	24	3	2	0	20	1	21
C_{51}	281	16136	— 15855	— 6403	10	16	16	10	10	6	0	6	0
C_{53}	263	11092	— 10829	— 4331	12	7	7	19	19	5	7	5	7
C_{53}	122	16682	— 16560	— 6788	20	18	18	8	8	2	12	2	12
C_{54}	80	19142	— 19062	— 7849	24	24	25	2	1	0	22	1	23
C_{55}	1224	19616	— 18392	— 6901	5	22	20	4	6	17	1	15	1
TOTALI										128	252	118	260

COPPIE	Valori moltiplicati per 18084 di:				Graduatorie decrescenti di			Graduatorie crescenti di		Differenze			
	t_{ij}	t_{st}	τ	π	t_{ij} (a)	τ (b)	π (c)	τ (β)	π (γ)	a - b	a - β	a - c	a - γ
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
C_{11}	4101	8772	— 4671	468	1	2	1	24	25	1	23	0	24
C_{12}	2120	6280	— 4160	— 481	4	1	2	25	24	3	21	2	20
C_{13}	815	7032	— 6217	— 2098	6	3	4	23	22	3	17	2	16
C_{14}	178	9815	— 9637	— 3887	14	9	10	17	16	5	3	4	2
C_{15}	679	8865	— 8186	— 2993	7	5	6	21	20	2	14		13
C_{21}	530	8950	— 8420	— 3177	8	7	7	19	19	1	11	1	11
C_{22}	3270	11179	— 7909	— 1360	2	4	3	22	23	2	20	1	21
C_{23}	162	10128	— 9966	— 4033	15	10	11	16	15	5	1	4	0
C_{24}	46	13432	— 13386	— 5518	24	19	19	7	7	5	17	5	17
C_{25}	136	12071	— 11935	— 4864	18	15	15	11	11	3	7	3	7
C_{31}	401	9278	— 8877	— 3442	9	8	9	18	17	1	9	0	8
C_{32}	302	8668	— 8366	— 3288	11	6	8	20	18	5	9	3	7
C_{33}	2773	13196	— 10423	— 2693	3	12	5	14	21	9	11	2	18
C_{34}	62	13905	— 13843	— 5697	22	21	22	5	4	1	17	0	18
C_{35}	149	12541	— 12392	— 5045	16	18	18	8	8	2	8	2	8
C_{41}	116	12094	— 11978	— 4893	19	16	16	10	10	3	9	3	9
C_{42}	94	11561	— 11467	— 4695	20	14	14	12	12	6	8	6	8
C_{43}	87	13661	— 13524	— 5551	21	20	20	6	6	1	15	1	15
C_{44}	234	17178	— 16944	— 6882	13	25	25	1	1	12	12	12	12
C_{45}	55	15548	— 15493	— 6385	23	23	23	3	3	0	20	0	20
C_{51}	372	11162	— 10790	— 4251	10	13	13	13	13	3	3	3	3
C_{52}	245	10524	— 10279	— 4114	12	11	12	15	14	1	3	0	2
C_{53}	137	12473	— 12336	— 5029	17	17	17	9	9	0	8	0	8
C_{54}	34	15790	— 15756	— 6506	25	24	24	2	2	1	23	1	23
C_{55}	986	15291	— 14305	— 5348	5	22	21	4	5	17	1	16	0
TOTALI . . .										92	290	72	290

STEFANIA GATTI

Sui limiti di alcune medie nel caso di successioni a più limiti

1. — Si consideri la successione di positivi :

$$x_1 , x_2 , \ldots x_n , \ldots \tag{1}$$

E. Cesaro (1) ha determinato i limiti a cui tendono la media aritmetica e la geometrica dei primi n termini della (1) per n tendente all'infinito, sia nel caso che la successione delle x_i tenda, per n tendente all'infinito, a in limite determinato e finito λ, sia nel caso che la successione delle x_i non tenda a un limite determinato e finito ma si possa scindere in r successioni (r finito) ciascuna delle quali tenda ad un limite determinato e finito λ_i ($i = 1, 2, \ldots r$).

Nel primo caso detti limiti sono uguali a λ, nel secondo caso essi sono uguali a :

per la media aritmetica :

$$\lambda_1 \pi_1 + \lambda_2 \pi_2 + \ldots + \lambda_r \pi_r \tag{2}$$

per la media geometrica :

$$\lambda_1^{\pi_1} \cdot \lambda_2^{\pi_2} \cdot \ldots \lambda_r^{\pi_r} \tag{3}$$

dove $\pi_1 , \pi_2 , \ldots \pi_r$ sono le probabilità che un termine generico della successione appartenga rispettivamente alla prima, alla seconda,.... alla r^{ma} successione parziale.

---

(1) E. Cesaro, *Corso di Analisi Algebrica*, Bocca, Torino, 1894.

L. Galvani (1) ha determinato i limiti a cui tende la media di potenze :

$$\sqrt[m]{\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^m}{n}} \qquad (m \neq 0) \tag{4}$$

dei primi n termini della (1) al crescere di n, sotto le stesse condizioni poste dal Cesaro, nell'ipotesi che si convenga di assumere la sola determinazione reale positiva della (4). Egli ha trovato che tale limite è, nel primo caso, ancora uguale a λ e, nel secondo caso, uguale a :

$$\sqrt[m]{\lambda_1^m \pi_1 + \lambda_2^m \pi_2 + \ldots + \lambda_r^m \pi_r} \tag{5}$$

In un nostro precedente lavoro (2) abbiamo determinato il limite a cui tende la media esponenziale E dei primi n termini della (1), data dall'espressione :

$$c^E = \frac{c^{x_1} + c^{x_2} + \ldots + c^{x_n}}{n} \qquad (c \text{ reale positivo} \neq 0 ; 1) \tag{6}$$

e il limite della media biplana combinatoria potenziata del Gini (3) :

$$B_{dq}^{cp} = \sqrt[cp-dq]{\frac{\binom{n}{d} \sum_{l=1}^{\binom{n}{c}} P_l^c (x_i^p)}{\binom{n}{c} \sum_{l=1}^{\binom{n}{d}} P_l^d (x_i^q)}} \tag{7}$$

(dove con $P_l^c (x_i^p)$ si indica il prodotto generico delle potenze p^{me} di c termini scelti tra i primi n termini della (1) e la somma

---

(1) L. Galvani, *Dei limiti a cui tendono alcune medie*, "Boll. Un. Mat. Ital.", 1927.

(2) S. Gatti, *Su un limite a cui tendono alcune medie*, "Metron" Vol. XVIII, N. 1/2.

(3) C. Gini, *Di una formula comprensiva delle medie*, "Metron" Vol. XIII, 1938.

è estesa a tutte le $\binom{n}{c}$ combinazioni possibili c a c di detti termini, e simile significato ha $P_i^q(x_i^q)$ e dove, inoltre, p e q sono reali) nel caso che la successione (1) tenda a un limite finito e determinato λ.

Abbiamo trovato che:

$$\lim_{n\to\infty} c^E = c^\lambda \quad ; \quad \lim_{n\to\infty} E = \lambda \tag{8}$$

e nel caso che $\lambda \neq 0$, $cp - dq \neq 0$ e si convenga di assumere la sola determinazione reale positiva della (7) abbiamo trovato che è:

$$\lim_{n\to\infty} [B^{dq}]^{\frac{cp}{cp-dq}} = \lambda^{cp-dq} \quad ; \quad \lim_{n\to\infty} B^{\frac{cp}{dq}} = \lambda \tag{9}$$

In questo lavoro determineremo i limiti a cui tendono rispettivamente la media esponenziale, la media monoplana combinatoria potenziata e la media biplana combinatoria potenziata nella seconda ipotesi assunta dal Cesaro, ossia nell'ipotesi che la successione delle x_i non tenda a un limite determinato e finito, ma si possa scindere in r successioni (r finito) ciascuna delle quali tenda rispettivamente ai limiti determinati e finiti: $\lambda_1, \lambda_2, \ldots \lambda_r$.

2. — *Il limite della media esponenziale*

Siano $A_1, A_2, \ldots A_r$ le r successioni in cui si può scindere la (1) e siano $\lambda_1, \lambda_2, \ldots \lambda_r$ i limiti a cui esse tendono. Sia inoltre $S_i(E)$ la somma di tutte le potenze $c^{x_{si}}$ dove le x_{si} sono i termini di A_i che compaiono nei primi n termini della (1) e sia n_i ($i = 1, 2, \ldots r$) il numero degli elementi di A_i nei primi n termini della (1).

Osserviamo ora che si può scrivere:

$$\frac{c^{x_1} + c^{x_2} + \ldots + c^{x_n}}{n} = \frac{S_1(E)}{n_1} \cdot \frac{n_1}{n} + \frac{S_2(E)}{n_2} \cdot \frac{n_2}{n} + \ldots + \frac{S_r(E)}{n_r} \cdot \frac{n_r}{n} \tag{10}$$

Per n tendente all'infinito sarà, per la (8):

$$lim \frac{S_i(E)}{n_i} = c^{\lambda_i}$$

perchè n_i cresce indefinitivamente insieme ad n.

Inoltre il limite del rapporto $\frac{n_i}{n}$ rappresenta, quando esiste, la probabilità che un termine, preso ad arbitrio, appartenga alla successione A_i. Chiamiamo π_i tale probabilità.

Il limite della (10) sarà quindi:

$$lim\ c^E = c^{\lambda_1}\pi_1 + c^{\lambda_2}\pi_2 + \ldots + c^{\lambda_r}\pi_r \qquad (11)$$

da cui si ha:

$$lim\ E = \frac{log\,(c^{\lambda_1}\pi_1 + c^{\lambda_2}\pi_2 + \ldots + c^{\lambda_r}\pi_r)}{log\ c} \qquad (12)$$

3. — *Il limite della media monoplana combinatoria potenziata*

Determiniamo in primo luogo il limite a cui tende, per n tendente all'infinito, la seguente media monoplana potenziata:

$$M^{2p} = \sqrt[2p]{\frac{\sum_{i<j} x_i^p\, x_j^p}{\binom{n}{2}}} \qquad (13)$$

(dove la sommatoria è estesa a tutte le possibili combinazioni a 2 a 2 dei primi n termini della (1) e p è un reale $\neq 0$) nell'ipotesi che venga assunta la sola determinazione reale positiva della (13)).

Siano:

$$\begin{array}{l} x_{11}, x_{12}, \ldots x_{1n_1}, \ldots \\ x_{21}, x_{22}, \ldots x_{2n_2}, \ldots \\ \qquad\qquad\qquad (n_1 + n_2 + \ldots + n_r = n) \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ x_{r1}, x_{r2}, \ldots x_{rn_r}, \ldots \end{array} \qquad (14)$$

le r successioni A_i in cui si può scindere la (1). La (13) si potrà scrivere :

$$\left[\frac{1}{\binom{n}{2}}\left(\sum_{i<j} x_{1i}^p x_{1j}^p + \sum_{i<j} x_{2i}^p x_{2j}^p + \ldots + \sum_{i<j} x_{ri}^p x_{rj}^p + \right.\right.$$

$$\left.\left. + \sum_{j=1}^{n_2}\sum_{i=1}^{n_1} x_{1i}^p x_{2j}^p + \sum_{j=1}^{n_3}\sum_{i=1}^{n_1} x_{1i}^p x_{3j}^p + \ldots + \sum_{j=1}^{n_r}\sum_{i=1}^{n_{r-1}} x_{r-1,i}^p x_{r,j}^p\right)\right]^{\frac{1}{2p}} =$$

$$= \left[\frac{\sum_{i<j} x_{1i}^p x_{1j}^p}{\binom{n_1}{2}}\frac{\binom{n_1}{2}}{\binom{n}{2}} + \frac{\sum_{i<j} x_{2i}^p x_{2j}^p}{\binom{n_2}{2}}\frac{\binom{n_2}{2}}{\binom{n}{2}} + \ldots + \frac{\sum_{i<j} x_{ri}^p x_{rj}^p}{\binom{n_r}{2}}\frac{\binom{n_r}{2}}{\binom{n}{2}} + \right.$$

$$\left. + \frac{\sum_{j=1}^{n_2}\sum_{i=1}^{n_1} x_{1i}^p x_{2j}^p}{n_1 n_2}\frac{n_1 \cdot n_2}{n} + \ldots + \frac{\sum_{j=1}^{n_r}\sum_{i=1}^{n_{r-1}} x_{r-1,i}^p x_{rj}^p}{n_{r-1} \cdot n_r}\frac{n_{r-1} \cdot n_r}{n}\right]^{\frac{1}{2p}}$$

Osserviamo ora che, per la (9), è :

$$lim \frac{\sum_{i<j} x_{ki}^p x_{kj}^p}{\binom{n_k}{2}} = \lambda_r^{2p} \qquad (k = 1, 2, \ldots r)$$

dato che n_k cresce indefinitivamente insieme ad n.

Inoltre è :

$$lim \frac{1}{n_h \cdot n_k}\sum_{i=1}^{n_h}\sum_{j=1}^{n_k} x_{hi}^p x_{kj}^p = lim \frac{\sum_{i=1}^{n_h} x_{hi}^p \cdot \sum_{j=1}^{n_k} x_{ki}^p}{n_h \cdot n_k} =$$

$$= lim \frac{\sum_{i=1}^{n_h} x_{hi}^p}{n_h} \cdot lim \frac{\sum_{j=1}^{n_k} x_{ki}^p}{n_k} = \lambda_h^p \lambda_k^p$$

per il risultato di Cesaro ottenuto per le medie aritmetiche in base alla prima ipotesi e al quale abbiamo accennato in 1, dato che n_h e n_k crescono indefinitivamente insieme ad n.

Osserviamo infine che il limite del rapporto $\binom{n_k}{2} \Big/ \binom{n}{2}$, quando esiste, rappresenta la probabilità che una coppia di termini presa ad arbitrio tra i termini della (1) appartenga alla k^{ma} successione, mentre il limite del rapporto $n_h \cdot n_k \Big/ \binom{n}{2}$ rappresenta, quando esiste, la probabilità che tale coppia sia costituita da un termine dell'h^{ma} successione e da un termine della k^{ma} successione. Chiamate π_{kk} e π_{hk} dette probabilità avremo :

$$lim\ M^{2p} = \sqrt[2p]{\lambda_1^{2p}\pi_{11} + \lambda_2^{2p}\pi_{22} + \ldots + \lambda_r^{2p}\pi_{rr} + \lambda_1^p\lambda_2^p\pi_{12} + \ldots \lambda_{r-1}^p\lambda_r^p\pi_{r-1,r}} \quad (15)$$

Introduciamo ora le variabili ausiliarie $\bar{\pi}_1, \bar{\pi}_2, \ldots \bar{\pi}_r$ tali che $\bar{\pi}_i\,\bar{\pi}_j = \pi_{ij}$ e le variabili $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \ldots \varepsilon_r$ tali che i termini dello sviluppo $(\varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \ldots \varepsilon_r)^2$ siano uguali ai reciproci dei corrispondenti termini dello sviluppo $(1 + 1 + \ldots + 1)^2$.

La (15) si potrà allora *formalmente* scrivere (solo formalmente in quanto ha significato solo se sviluppata) nel seguente modo :

$$lim\ M^{2p} = \sqrt[2p]{(\varepsilon_1\lambda_1^p\bar{\pi}_1 + \varepsilon_2\lambda_2^p\bar{\pi}_2 + \ldots \varepsilon_r\lambda_r^p\bar{\pi}_r)^2} \quad (16)$$

Determinato $lim\ M^{2p}$, osserviamo che $lim\ M^{cp}$ si può facilmente ottenere in maniera del tutto analoga.

La media M^{cp} è data dall'espressione :

$$M^{cp} = \sqrt[cp]{\frac{\sum_{i=1}^{\binom{n}{c}} P_i^c\,(x_i^p)}{\binom{n}{c}}} \quad (17)$$

dove con $P_i^c\,(x_i^p)$ si intende il prodotto generico di c termini e la somma è estesa a tutte le possibili combinazioni di c termini dei primi n termini della (1).

I gruppi di c termini che compaiono nella (17) saranno formati da numeri appartenenti o tutti a una medesima successione A_i o a più successioni. Consideriamo ora tutti i gruppi in

cui l è il numero di termini appartenenti alla prima successione, m il numero dei termini appartenenti alla seconda,... e s il numero di termini appartenti all'γ^{ma} successione.

La parte di M^{cp} che si riferisce a tali gruppi si può scrivere:

$$\frac{1}{\binom{n}{c}} \sum_{a<b\ldots<c} \sum_{d<e\ldots<f} \ldots \sum_{g<h\ldots<i} (x_{1a}^p x_{1b}^p \ldots x_{1c}^p)(x_{2d}^p x_{2e}^p \ldots x_{2f}^p) \ldots (x_{rg}^p x_{rh}^p \ldots x_{ri}^p)$$

$$= \frac{\sum_{a<b<\ldots<c} x_{1a}^p x_{1b}^p \ldots x_{1c}^p}{\binom{n_1}{l}} \cdot \frac{\sum_{d<e<\ldots<f} x_{2d}^p x_{2e}^p \ldots x_{2f}^p}{\binom{n_2}{m}} \cdots \frac{\sum_{g<h<\ldots<i} x_{rg}^p x_{rh}^p \ldots x_{ri}^p}{\binom{n_r}{s}} \cdot \tag{18}$$

$$\cdot \frac{\binom{n_1}{l} \cdot \binom{n_2}{m} \cdot \binom{n_r}{s}}{\binom{n}{c}}$$

dove $(x_{1a} x_{1b} \ldots x_{1c})$, $(x_{2d} x_{2e} \ldots x_{2f}) \ldots (x_{rg} x_{rh} \ldots x_{ri})$ sono rispettivamente prodotti di $l, m, \ldots s$ termini e dove $l + m + \ldots + s = c$.

Detta $\pi_{l_1, m_2, \ldots s_r}$ la probabilità che un blocco di c numeri della (1) sia costituito da l numeri appartenenti alla prima successione A_1 da m numeri appartenenti alla seconda successione A_2,... da s numeri appartenenti all'γ^{ma} successione A_r, si vede facilmente, procedendo in maniera analoga a quanto fatto nelle pagine precedenti e ricordando la (9) che la (18) tende a:

$$\lambda_1^{lp} \lambda_2^{mp} \ldots \lambda_r^{sp} \pi_{l_1, m_2, \ldots s_r} \tag{19}$$

quindi il limite cercato sarà:

$$lim\ M^{cp} = \sqrt[cp]{\sum_{l,m,\ldots s} \lambda_1^{lp} \lambda_2^{mp} \ldots \lambda_r^{sp} \cdot \pi_{l_1, m_2, \ldots s_r}} \tag{20}$$

dove la somma è estesa a tutti i valori di $l, m, \ldots s$ interi variabili da 0 a c e $l + m + \ldots + s = c$

Introdotte le variabili ausiliarie $\bar{\pi}_1, \bar{\pi}_2, \ldots \bar{\pi}_r$ tali che $\bar{\pi}_1^l \bar{\pi}_2^m \ldots \bar{\pi}_r^s = \pi_{l_1, m_2, \ldots s_r}$ e le variabili $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \ldots \varepsilon_r$ tali che i termini dello sviluppo $(\varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \ldots + \varepsilon_r)^c$ siano uguali ai reciproci dei corrispondenti termini dello sviluppo $(1 + 1 + \ldots + 1)^c$ la (20) si potrà *formalmente* scrivere :

$$lim\ M^{cp} = \sqrt[cp]{(\varepsilon_1 \lambda_1^p \bar{\pi}_1 + \varepsilon_2 \lambda_2^p \bar{\pi}_2 + \ldots + \varepsilon_r \lambda_r^p \bar{\pi}_r)^c} \qquad (21)$$

4. — *Il limite della media biplana combinatoria potenziata*

Passiamo ora a determinare il limite della media biplana combinatoria del Gini nell'ipotesi che $c\,p - d\,q \neq 0$, p e q siano reali e si convenga di assumere la sola determinazione reale positiva della (7) e i λ_i non siano tutti nulli.

Si ha :

$$lim\ B_{dq}^{cp} = \sqrt[cp-dq]{\frac{lim\ (M^{cp})^{cp}}{lim\ (M^{dq})^{dq}}}$$

e quindi, per la (21), *formalmente* si ha :

$$lim\ B_{dq}^{cp} = \sqrt[cp-dq]{\frac{(\varepsilon_1 \lambda_1^p \bar{\pi}_1 + \varepsilon_2 \lambda_2^p \bar{\pi}_2 + \ldots + \varepsilon_r \lambda_r^p \bar{\pi}_r)^c}{(\varepsilon_1 \lambda_1^q \bar{\pi}_1 + \varepsilon_2 \lambda_2^q \bar{\pi}_2 + \ldots + \varepsilon_r \lambda_r^q \bar{\pi}_r)^d}} \qquad (22)$$

Esempi. — Consideriamo in un primo tempo la successione illimitata già assunta dal Cesaro :

$$0, 1, 0, 1, 0, 1 \ldots.$$

che si può scindere in due successioni : la successione A_1 formata da tutti o e la successione A_2 formata da tutti 1. Per essa è quindi $\lambda_1 = 0$ e $\lambda_2 = 1$

Calcoliamo $lim\ B_{14}^{23}$

Si vede facilmente che :

$$\pi_1 = lim\ \frac{n_1}{n} = \frac{1}{2} \qquad \pi_{11} = lim\ \frac{\binom{n_1}{2}}{\binom{n}{2}} = \frac{1}{4}$$

$$\pi_2 = lim\ \frac{n_2}{n} = \frac{1}{2} \qquad \pi_{22} = lim\ \frac{\binom{n}{2}}{\binom{n}{2}} = \frac{1}{4}$$

$$\pi_{12} = lim\ \frac{n_1\, n_2}{\binom{n}{2}} = 1$$

Si ha quindi, applicando la (22) :

$$lim\ B^{23}_{14} = \sqrt{\frac{(\varepsilon_1 \cdot 0^3 \cdot \bar{\pi}_1 + \varepsilon_2 \cdot 1^3 \cdot \bar{\pi}_2)^2}{0^4 \cdot \pi_1 + 1^4 \cdot \pi_2}} =$$

$$= \sqrt{\frac{0^6 \cdot \pi_{11} + 1^6 \cdot \pi_{22} + 0^3 \cdot 1^3 \cdot \pi_{12}}{0^4 \cdot \pi_1 + 1^4 \cdot \pi_2}} = \sqrt{\frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{2}}} \simeq 0{,}7$$

La (23) può rappresentare la successione dei numeri che compaiono nel numero periodico $a, \overline{01}$ con a qualsivoglia. In maniera del tutto analoga all'esempio precedente possiamo quindi calcolare i limiti delle medie delle successioni formate dalle cifre che compaiono nella parte decimale di qualsiasi numero periodico, dato che per esse si determinano facilmente i valori di π . [1]

La (23) può rappresentare inoltre il presentarsi (numero 1) e il non presentarsi (numero 0) di un evento che si verifica alternativamente come, ad esempio, il presentarsi dei numeri pari nella successione dei naturali.

---

[1] HARDY and WRIGTH, *An introduction to the Theory of Numbers*, Oxford Claredon Press 1945

A successioni dello stesso tipo si perviene quando si considera la sequenza degli anni e si fa corrispondere il numero 1 all'anno bisestile e il numero 0 agli altri anni. Si otterrà la seguente successione che considereremo illimitata:

0, 0, 0, 1, 0, 0, 0, 1, 0, 0, 0, 1, ...

di cui si possono determinare facilmente i valori di π e quindi i limiti delle medie.

Pubblicazioni ricevute. Publications reçues. Publications received. Erhaltens Veröffentlichungen. Publicaciones recibidas.

Periodici. Périodiques. Periodicals. Zeitschriften. Periodicos.

Andamento dei mercati e numeri indici dei prezzi sulla piazza di Milano. — Milano, 1955, 1956 (suppl.).
Annali di Facoltà di Economia e Commercio - Università di Palermo. — Anno VIII (1954) e anno IX (1955).
Annuario Statistico del Cantone Ticino. — 1954, Bellinzona, Ufficio Cantonale di Statistica, 1955.
Annuario Statistico Italiano. — Roma, ISTAT, vol. VI, 1954, vol. VII, 1955.
Arco. — Roma, 1954, 1955, 1956.
Assicurazioni. — Roma, INA, 1955, 1956.
Associazione fra le Società per Azioni. — Roma, 1955, 1956.
Atti e Memorie dell'Accademia Patavina di Scienze Lettere ed Arti. — Padova, vol. XVI (1953-1954) e vol. XVII (1954-1955).
Atti Istituto Veneto di Scienze Lettere ed Arti. — Venezia, Tomi CXIII e CXIV.
Automobilismo Industriale. — 1953, 1954, 1955, 1956.
Banca Nazionale del Lavoro, Quarterly Review. — Roma, 1954, 1955.
Banca dei Regolamenti Internazionali. — Basilea, Venticinquesima Relazione Annuale, 1 Aprile 1954-31 Marzo 1955.
Bancaria. — Roma, 1955, 1956.
Bollettino della Banca d'Italia. — Roma, 1955, 1956.
Bollettino della Doxa. — Milano, 1954, 1955.
Bollettino della Federazione Nazionale della Stampa Italiana e della C.U. per l'albo dei giornalisti. — 1951, 1952, 1953, 1954, 1955, 1956.
Bollettino Informativo dell'Istituto Giuridico spagnolo in Roma. — Roma, 1954, 1955, 1956.
Bollettino Mensile di Statistica. — 1955, 1956.
Bollettino della Società Italiana per l'organizzazione internazionale. — Roma, 1955, 1956.
Bollettino Statistico (Comune di Roma). — 1955.

Bollettino Statistico. (Ist. Naz. Ass. Malattie). -- Roma, 1955, 1956.
Bollettino di Studi e Statistiche. — Roma, 1955, 1956.
(La) Civiltà Cattolica. — Roma, 1955.
Comunità Europea del Carbone e dell'Acciaio. — Roma, 1955, 1956.
(La) Comunità Internazionale. — Roma, 1953, 1954, 1955.
Congiuntura Economica. — Milano, 1955, 1956.
Conoscersi (Rivista dell'Associazione Italiana rapporti culturali con la Polonia). — Roma, 1955, 1956.
Cronache culturali. — Madrid, 1955, 1956.
Cronache della Produttività. — Roma, 1955, 1956.
Dati Statistici (Comune di Roma). — 1948, 1952, 1953, 1954, 1955, 1956.
Documentazione a cura della Commissione Internazionale Cattolica per le Migrazioni. — Ginevra, 1956.
Elettricità e vita moderna. — Torino, 1955, 1956.
Endeavour. — London (edizione italiana), 1955, 1956.
Esso rivista. — Roma, 1955, 1956.
(Il) Giornale dell'impiegato agricolo. — Roma, 1953, 1954, 1955, 1956.
Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari. — Roma, 1955.
Giornale dell'Università. — Roma, 1955, 1956.
Homo faber. — Roma, 1955.
L'Industria. — Milano, 1955, 1956.
L'Italiano. — Roma, 1955, 1956.
I Libri del mese, rassegna mensile di cultura. — Roma, 1953, 1954, 1955, 1956.
Listino dei prezzi delle opere edili del Comune di Milano. — Milano, 1955, 1956.
Listino settimanale dei prezzi all'ingrosso sulla piazza di Milano. — Milano, 1955, 1956.
Lotta contro la tubercolosi. — Roma, 1955, 1956.
Maternità e infanzia. — Roma, 1955.
Il Mediterraneo. — Roma, 1956.
Il Mercurio. — Roma, 1955.
Mondo Economico. — Milano, 1955, 1956.
Mondo occidentale. — Roma, 1954, 1955, 1956.
Moneta e credito. — Roma, 1955, 1956.
Monopoli di Stato. — Roma, 1955, 1956.
Nord e Sud. — Napoli, 1956.
Note econometriche. — Torino, 1954, 1955, 1956.
Notiziario Einaudi. — Torino, 1955, 1956.
Notiziario ISTAT. — Roma, 1955, 1956.
Notiziario ortofrutticolo. — Roma, 1955, 1956.
Notiziario della scuola e della cultura. — Roma, 1955, 1956.
Notiziario statistico (I.N.A.I.L.). — Roma, 1955, 1956.
Il Politico. — Pavia, 1955, 1956.
Previdenza Sociale. — Roma, 1955, 1956.
I Problemi del Servizio Sociale. — Roma, 1955, 1956.
Produttività. — Roma, 1955, 1956.
Progresso Agricolo. — Bologna, 1955, 1956.

Quaderni di Studi e Notizie. — Milano, 1955, 1956.
Rassegna Economica Associazione Società per Azioni. — Roma, 1955, 1956.
Rassegna Italiana di Politica e di Cultura. — Roma, 1955, 1956.
Rassegna di Statistiche del Lavoro. — Roma, 1955, 1956.
Realtà nuova. — Milano, 1955.
Rendiconti dell'Istituto Lombardo di Scienze e Lettere. — Milano, 1954, 1955.
Rivista Bancaria. — Milano, 1955, 1956.
Rivista di Politica Economica — Roma, 1955, 1956.
Sintesi Economica. — Roma, 1955, 1956.
Situazione economica della provincia di Milano. — Milano, 1955, 1956.
Società nuova. — Roma, 1955, 1956.
Lo Spettacolo. — Roma, 1955, 1956.
Statistica. — Bologna, 1955, 1956.
Statistica del Commercio con l'estero. — Roma, 1955, 1956.
Statistiche del Lavoro. — Roma, 1955, 1956.
Studi economici. — Napoli, 1955, 1956.
Studi e Statistiche. — Milano, 1955, 1956.
Supplemento al Bollettino Statistiche del Lavoro. — Roma, 1955, 1956.
Tecnica ed Organizzazione. — Torino, 1955, 1956.
Unione Nazionale Universitaria Rappresentativa Italiana. — Roma, 1955.

Bulletin Commission Internationale des Juristes. — La Haye, 1954, 1955, 1956.
Bulletin Européen. — Roma, 1955, 1956.
Bulletin International des Sciences Sociales (Unesco). — Paris, 1954, 1955.
Bulletin Mensuel Economie et Statistique Agricoles. — Roma, 1955, 1956.
Bulletin Trimestrel des Statistiques du Logement et de la Construction pour l'Europe — Ginevra, 1955, 1956.
Les Cahiers de Bruges. — Bruges, 1954.
Conseil économique et social, Nations Unies. — 1954.
Documentation économique. — Paris, 1955, 1956.
Etudes et conjonctures. — Paris, 1955, 1956.
Information. — Paris, 1954, 1955, 1956.
Integration Bulletin International. — München, 1954, 1955.
Population. — Paris, 1955, 1956.
Revue pour l'étude des calamités. — Genève, 1954.
Revue de l'Institut International de Statistique. — La Haye, 1954, 1955.
Revue de la Mesure de la Productivité. — Paris, 1955, 1956.
Statistiques et Etudes Financières. — Paris, 1952.

Acta Genetica et statistica medica. — Basilea, 1954, 1955, 1956.
American (the) Statistician. — Washington, 1955, 1956.
Annals (the) of Mathematical Statistics. — Ann Arbor, 1955, 1956.
Bank of Finland. — Helsingfors, 1955, 1956.
Bulletin Bank of Norway. — Oslo, 1955, 1956.
Cooperative Living. — Ponghkeepsie, 1955, 1956 (vol. VI-VII).
Economic Bulletin for Europe. — Ginevra, 1955, 1956.

Economic (the) Journal. — London, 1955.
Educational Research Bulletin. — Ohio, 1955, 1956.
The Freeman. — New York, 1956.
Index. — Stockolm, 1955, 1956.
Industrial Bulletin. — Albany, 1955, 1956.
Journal of the American Statistical Association. — New York, 1955, 1956.
Journal of the Royal Statistical Society. — London, 1955, 1956.
Monthly Bulletin of Agricultural Economics and Statistics. — Roma, 1954, 1955.
Monthly Bulletin of External Trade. — Oslo, 1955.
Monthly Bulletin of Statistics. — New York, 1955, 1956.
Monthly Vital Statistics Report. — Washington, 1955, 1956.
Morbidity and Mortality. — Washington, 1955, 1956.
News from the Twentieth Century Fund. — New York, 1955, 1956.
Newsletter — Cambrigde (Mass), 1955, 1956.
Population Bulletin. — 1953, 1954, 1955, 1956.
Population Studies. — London, 1952, 1953.
Psychometrica. — Chicago, 1955
Quarterly Bulletin of Steel Statistics for Europe. — Ginevra, 1954, 1955, 1956.
Sankhya. — Calcutta, 1955, 1956.
Statistical Bulletin. — New York, 1955, 1956.
Statistical Notes. — New York, 1955.
Statlab Review. — Jowa, 1954, 1955, 1956.
Survey of Current Busines. — Washington, 1955, 1956.
Think. — New York, 1955, 1956.
Transaction Manchester Statistical Society. — Manchester, 1953-54, 1954-55.
United Nations Review. — New York, 1955, 1956.
Vital statistics Special Report. — Washington, 1955, 1956.

Ausländische Sozialprobleme. — Frankfurt M., 1955, 1956.
Berlin. — Berlino, 1948, 1949, 1950, 1951, 1952, 1953, 1954.
Christ Unterwegs. — München, 1955.
Raumforschung und Raumordnung. — Köln-Berlin, 1955, 1956.
Schweizerische Zeitschrift für Volskwirtschaft und Statistik. — Berna, 1955, 1956.
Statistische Vierteljahresschrift. — Vienna, 1955, 1956.

Agronomia Lusitania. — Alcobaça, 1954, 1955, 1956.
Boletim estatistico (Ist. Bras. de Geogr. e Estat.). — Rio de Janeiro, 1955, 1956.
Boletin da Superintendencia dos serviços do cafè. — Sao Paulo, 1955.
Boletin Banco Central de Equador. — Quito, 1955.
Boletin Banco Central de Reserva del Perù. — Lima, 1955, 1956.
Boletin de Estadistica. — Madrid, 1955, 1956.
Boletin de Estadistica. — Caracas, 1955, 1956.
Boletin de la Societad Mexicana de Geografia y Estadistica. — Mexico, 1953, 1954, 1955.
Centro de Estudos Demografico Economicos. — Lisboa, 1954-1955.
Ciencias Sociales. — Washington, 1955.

Departamento de Estadisticas Sanitarias. — Madrid, 1955, 1956.
Estadistica Panamena. — Estrella de Panama, 1955, 1956.
Resumen estadistico. — Madrid, 1955, 1956.
Revista de la Academia Colombiana de Ciencias exactas, Fisicas y naturales. — Bogotà, 1952, 1953, 1954.
Revista brasileira de estadistica. — Rio de Janeiro, 1955, 1956.
Revista de la facultad de Ciencias. — Coimbra, 1954, 1955.
Revista internacional de Sociologia. — Madrid, 1955.
Revista mexicana de Sociologia. — Mexico, 1955, 1956.
Revista nacional de Cultura. — Caracas, 1955, 1956.
Revista Shell. — Caracas, 1953, 1954, 1955, 1956.
Trabajos de Estadistica. — Madrid, 1955.
Trabalhos de Antropologia e Etnologia. — Oporto, 1952 1953-54.
Tricolor. — Caracas, 1955, 1956.

Statistika Revija. — Beograd, 1955.
Statistisk Tidskrift. — Stoccolma, 1955, 1956.
Statistiske Meldinger. — Oslo, 1955.
Sudet Pressjaust - Sudeten Pressendieust. — Stoccolma, 1955.
Tilastokatsauksia. — Helsinki, 1955, 1956.
Ja Ulkomaankauppa. — Helsinki, 1955, 1956.

PUBBLICAZIONI UFFICIALI

Australia (Commonwealth of). — *The Australian Balance of Payments*, 1950-51 *to* 1954-5.

Id. Id. — *The Australian Balance of Payments*, 1951-52 *to* 1955-56 (by S. R. Carver, Acting Commonwealth Statistician).

Id. Id. — *The Australian Balance of Payments*, 1953-54, 1954-55 *and first half* 1955-56.

Id. — *National Income and Expenditure* 1953-54 *and* 1954-55, *presented by the honorable sir A. Fadden K.C.M.G., M.P. for the information of honorable members on the occasion of the Budget* 1954-55 *and* 1955-56 - Canberra, 1954, 1955.

Brasile. — *Alguns espectos da vida cultural Brasileira*, Ministerio da Educaçao e Cultura, Rio, 1954.

Id. — *Análise comparativa de diversos critérios aplicáveis no estudo biométrico de desenvolvimento de caracteres coletivamente típicos em função* (G. Mortara), Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada, Estatistica Biometrica, n. 1, Rio de Janeiro, 1948.

Id. — *Annuario Estatistico do Brasil*, 1954, 1955, Rio de Janeiro.

Id. — (*O*) *Aproveitamento das Apurações do Censo Demografico de* 1940 *para a Determinação das Correntes de Migração interior*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada, Estatistica demografica, n. 1, Rio de Janeiro, 1948.

Id. — *Brasil Constroi*, Ano V, n. 10, Rio de Janeiro.

Id. — *Características demográficas do Estado de Bahia*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada, Estatistica Demografica, n. 8, Rio de Janeiro, 1949.

Id. — (*Os*) *Cegos no Brasil segundo o Censo Demografico de 1º Setembro de* 1940, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada, Estatistica Demografica, n. 2, Rio de Janeiro, 1948.

Id. — *Comparação entre os dados preliminares e os definitivos sôbre a produção agrícola do Brasil no ano de* 1949. *A produção agrícola do Brasil nos anos de* 1948 *e* 1949, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada, Estatistica agricola n. 10, Rio de Janeiro, 1951.

Id. — *Crimes e Contravençoes (distrito federal)* 1949, Ministerio da Justiça e Negocios interiores-Serviço de Estatistica Demografica, Moral e Politica, Rio de Janeiro, 1953.

Id. — *Ensaio de descriçao estatistica de uma zona fisiografica (Zona Cacaneira do Estado da Bahia) pelos dados do recenseamento. (Elementos coordenados pelo prof. G. Mortara)*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n. 17, Rio de Janeiro, 1952.

Id. — *Estimativas da taxa de natalidade para o Brasil, as unidades da Federaçäo e as principais capitais*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 4, Rio de Janeiro, 1948.

Id. — *(A) estrutura da economia agropecuária do Brasil, segundo o censo agrícolo de* 1940. *A produçäo agrícola nos anos de* 1945 *a* 1949, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n. 1, Rio de Janeiro, 1950.

Id. — *(A) estrutura da economia agropecuária do estado de Alagoas, segundo o censo agrícola de* 1940. *A produçäo agrícola do estado de Alagoas nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produçäo extrativa vegetal e a produçäo florestal do estado de Alagoas nos anos de* 1945 *a* 1949, Estudos de Estatica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n. 12, Rio de Janeiro, 1951.

Id. — *(A) estrutura da economia agropecuária do estado do Amazonas segundo o censo agrícola de* 1940. *A produçäo agrícola do estado do Amazonas nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produçäo extrativa vegetal e a produçäo florestal do estado do Amazonas nos anos de* 1945 *a* 1948, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n. 4, Rio de Janeiro, 1950.

Id. — *(A) estrutura da economia agropecuária do estado da Bahia segundo o censo agrícola de* 1940. *A produçäo agrícola do estado da Bahia, nos anos de* 1945 *a* 1951. *A produçäo extrativa vegetal e a produçäo florestal do estado da Bahia nos anos de* 1945 *a* 1950, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n. 13, Rio de Janeiro, 1952.

Id. — *(A) estrutura da economia agropecuária do estado do Ceará segundo o censo agrícola de* 1940. *A produçäo agrícola do estado do Ceará nos anos de* 1945 *a* 1951. *A produçäo extrativa vegetal e a produçäo florestal do estado Ceará nos anos de* 1945 *a* 1950, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n. 15, Rio de Janeiro, 1952.

Id. — *(A) estrutura da economia agropecuária do estado do Maranhäo segundo o censo agrícola de* 1940. *A produçäo agrícola do estado do Maranhäo nos anos de* 1945 *a* 1951. *A produçäo extrativa vegetal e a produçäo florestal do estado do Maranhäo nos anos de* 1945 *a* 1950, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n. 16, Rio de Janeiro, 1952.

Id. — *(A) estrutura da economia agropecuária do estado de Mato Grosso, segundo o censo agrícola de* 1940. *A produçäo agrícola do Estado de Mato Grosso nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produçäo extrativa vegetal e a produçäo florestal do estado de Mato Grosso nos anos de* 1945 *a* 1948, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n. 8, Rio de Janeiro, 1951.

Id. — (*A*) *estrutura da economia agropecuária do estado de Minas Gerais segundo o censo de* 1940. *A produção agrícola do estado de Minas Gerais nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produção extrativa vegetal e a produção florestal do estado de Minas Gerais nos anos de* 1945 *a* 1948, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n. 2, Rio de Janeiro, 1950.

Id. — (*A*) *estrutura agropecuária do estado da Paraiba segundo o censo agrícola de* 1940. *A produção agrícola do estado da Paraiba nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produção extrativa vegetal e a produção florestal do estado da Paraiba nos anos de* 1945 *a* 1948, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada Estatistica agricola n 5, Rio de Janeiro, 1950.

Id — (*A*) *estrutura da economia agropecuária do estado de Pernambuco segundo o censo agrícola de* 1940. *A produção agrícola do estado de Pernambuco nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produção extrativa vegetal e a produção florestal do estado de Pernambuco nos anos de* 1945 *a* 1948, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola, n 3, Rio de Janeiro, 1950.

Id — (*A*) *estrutura da economia agropecuária do estado do Piauì, segundo o censo agrícola de* 1940. *A produção agrícola do estado do Piauì nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produção extrativa vegetal e a produção florestal do estado do Piauì nos anos de* 1945 *a* 1949,Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada Estatistica agricola n. 9, Rio de Janeiro, 1951

Id. — (*A*) *estrutura da economia agropecuária do estado do Rio Grande do Sul segundo o censo agrícola de* 1940. *A produção agrícola do estado do Rio Grande do Sul nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produção extrativa vegetal e a produção florestal do estado do Rio Grande do Sul nos anos de* 1945 *a* 1949, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica agricola n 11, Rio de Janeiro, 1951.

Id — (*A*) *estrutura da economia agropecuária do estado do Rio de Janeiro segundo o censo agrícola de* 1940. *A produção agrícola do estado do Rio de Janeiro nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produção florestal do estado do Rio de Janeiro no anos de* 1946 *a* 1947, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada Estatistica agricola n 7, Rio de Janeiro, 1950

Id — (*A*) *estrutura da economia agropecuária do estado de Sao Paulo segundo o censo agrícola de* 1940. *A produção agrícola do estado de Sao Paulo nos anos de* 1945 *a* 1949. *A produção extrativa vegetal e a produção florestal do estado de Sao Paulo nos anos de* 1945 *a* 1949, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada Estatistica agricola n. 6, Rio de Janeiro, 1951.

Id. — *Estudo sobre a fecundidade da mulher no Brasil, segundo o estado conjugal,* Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica, n. 9, Rio de Janeiro, 1949.

Id. — *Estudos s bre a alfabetização da população do Brasil baseados no censo demografico de* 1950, 3º, 4º, 5º *e* 6º *serie.* Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica Cultural n. 5, 6, 7 e 8, Rio de Janeiro 1953, 1954, 1955.

Id. — *Estudos sôbre a alfabetização da população do Brasil, conforme as apurações do censo demografico de* 1950, 2º *serie*. Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica Cultural n. 4, Rio de Janeiro, 1952.

Id. — *Estudos sôbre alfabetização e a instrução da população do Brasil conforme as apurações do censo demografico de* 1940, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica cultural n. 1, Rio de Janeiro, 1948.

Id. — *Estudos sobre a composição da população do Brasil segundo a Côr*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 11, Rio de Janeiro, 1950.

Id. — *Estudos sôbre as linguas estrangeiras e aborigenes faladas no Brasil*, Estudos de Estatistica Teorica e Alicada. Estatistica cultural n. 2, Rio de Janeiro, 1950.

Id. — *Estudos sôbre a natalidade em algunas grandes cidades do Brasil* 2º edição, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 15, Rio de Janeiro, 1953.

Id. — *Estudos sôbre a natalidade e a mortalidade no Brasil*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 14, Rio de Janeiro, 1952.

Id. — *Numeros indices dos preços e das quantidades em alguns setores da produção, I*ª *serie,* 2ª *serie*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica da Produçao n. 1, Rio de Janeiro, 1954, 1955.

Id. — *Numeros indices dos preços e das quantidades no comercio exterior,* 4ª *serie*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica comercial n. 4, Rio de Janeiro, 1955.

Id. — *Numeros indices dos preços e das quantidades no comercio exterior e de cabotagem*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica comercial n. 1, Rio de Janeiro, 1951.

Id. — *Pesquisas s bre o desenvolvimiento da população do Brasil*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 13, Rio de Janeiro, 1951.

Id. — *Pesquisas sôbre os diversos grupos de Côr nas populaçôes do Estado de Sao Paulo e do distrito federal*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 12, Rio de Janeiro, 1951.

Id. — *Pesquisas sôbre a mortalidade no Brasil*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 18, Rio de Janeiro, 1954.

Id. — *Pesquisas s bre a natalidade no Brasil,* 2ª *serie*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 16, Rio de Janeiro, 1953.

Id. — *Pesquisas sôbre a natalidade no Brasil*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 10, Rio de Janeiro, 1950.

Id. — *Pesquisas sôbre as populaçães urbanas e rurais do Brasil*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 17, Rio de Janeiro, 1954.

Id. — *(A) prolificidade da mulher segundo a idade inicial da atividade reprodutora no Brasil*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 6, Rio de Janeiro, 1949.

Id. — *(Os) surdos-mudos no Brasil segundo o censo demografico de 1º de Setembro de 1940*, Estudos de Estatistica Teorica e Aplicada. Estatistica demografica n. 3, Rio de Janeiro, 1948.

Id. — *Tipos y aspectos del Brasil* (People and Scenes of Brasil, from the « Revista Brasileira de Geografia »), Rio de Janeiro, 1955.

Cile. — *Demografia*, Ano 1952, Santiago, Abril de 1955.

Danimarca. — *Motor vehicle transport 1953 and 1954* (translation of « Statistiske Efterretninger » 1956, n. 72), Statistical Department, Copenhagen, 1956.

Ecuador. — *Informe anual 1955-56*, Junta Nacional de planificacion y coordinacion economica, Quito, Julio 31 de 1956.

Finlandia. — *Bank on Finland 1952, 1953, 1954, 1955*, Institute for economic research of the Bank of Finland, Helsinki, 1953, 1954, 1956.

Id. — *Statistics of industries for Finland in 1951*, Finlands Officiella Statistik, Helsinki, 1954.

Food and agriculture organisation of the united nations. — *Yearbook of F.A.O., vol. VI, Part 1º* production, Part 2ª trade, 1952.

Id. — *Utilisation des excédents des produits agricoles pour financer le développement économique des pays insuffisamment développés*, Etude-pilote, Novembre, 1955.

International bank for reconstruction and development. — *The international Bank for Reconstruction and Development 1946-1954*. Prepared by the Staff of the Bank, Baltimore, H. FurstCo. 1954.

Id. — *The economic development of British Guiana*, The Johns Hopkins Press, Baltimore, 1953.

Italia. — Amministrazione Autonoma dei Monopoli di Stato, *L'amministrazione finanziaria al servizio della collettività italiana*, Roma, 1955.

Id. — *Statistiche sui consumi dei tabacchi nell'esercizio 1º luglio 1951-30 giugno 1952, 1º luglio 1953-30 giugno 1954, 1º luglio 1954-30 giugno 1955*.

Arar. — *Relazione Arar*, Aprile, 1954.

Camera di Commercio Industria e agricoltura di Firenze. — *Annuario statistico toscano 1953*, Firenze, 1955.

Camera di Commercio Industria e Agricoltura di Milano. — *Compendio statistico della provincia di Milano*, 1950-53.

Id. Id. — *Convegno nazionale per lo studio delle vendite a rate di beni di consumo*, 1-2-3 dicembre 1955, Milano.

Comitato Nazionale Produttività. — *Che cosa sono e a che cosa servono le ricerche di mercato* (a cura di Tagliacarne), Roma, 1953.

Commissione Parlamentare d'inchiesta sulla Disoccupazione. — *Vol. V, tomo unico : Interrogazioni, Indici degli Atti delle Comunicazioni*, 1954.

Comunità Europea Carbone e Acciaio. — *Atti*, 15-16-17 dicembre 1955, Napoli.

Congresso Internazionale di Genetica. — *Atti del IX Congresso Internazionale di Genetica*, Bellagio 24-31 agosto 1953, parte 1ª, Firenze 1954.

Istituto Centrale di Statistica. — *Annuario statistico* 1954.

Id. — *Annuario statistico dell'assistenza e della previdenza sociale* 1952-53, 1953-54, Roma, A.B.E.T.E., 1954, 1955.

Id. — *Annuario statistico dell'attività edilizia e delle opere pubbliche* 1955, Roma, A.B.E.T.E., 1955.

Id. — *Annuario statistico dell'emigrazione*, Roma, Failli, 1955.

Id. — *Annuario statistico dell'istruzione italiana, anno scolastico* 1952-53 serie I, vol. 6°, 1955, Roma, Failli.

Id. — *Annuario statistico dell'istruzione italiana* 1955.

Id. — *Annuario di statistiche demografiche* 1954, Roma, A.B.E.T.E., 1956.

Id. — *Annuario di statistiche giudiziarie* 1953-54, Roma, Failli, 1956.

Id. — *Bilanci delle amministrazioni comunali e provinciali, Conti consuntivi anni* 1952 *e* 1953, Roma, Pol. Stato, 1955.

Id. — IIIº Censimento Generale Industria e Commercio, 5 nov. 1951
Vol. Iº Risultati generali per comune : Tomo Iº Italia settentrionale, Tomo IIº Italia centrale, meridionale e insulare, Failli, Roma, 1954,
Vol. IIº Ditte : Tomo Iº Stato e Regioni, Tomo IIº Provincie, Failli Roma, 1955.
Vol. VIº Industrie del vestiario, abbigliamento e arredamento, industrie delle pelli e del cuoio, Roma, Failli, 1955.
Vol. VIIº Industrie del legno, Roma, Failli, 1955.
Vol. VIIIº Industrie metallurgiche e meccaniche, Roma, Failli, 1955.
Vol. XIº Industria delle costruzioni e dell'installazione impianti, Roma, Failli, 1956.
Vol. XIIº Produzione e distribuzione di energia elettrica e di gas e distribuzione di acqua, Failli, Roma, 1956.
Vol. XIIIº Trasporti e comunicazioni, Roma, Failli, 1956.
Vol. XIVº Commercio, Failli, Roma, 1956.
Vol. XVº Credito, assicurazione e gestione finanziaria, Roma, Failli, 1955.

Id. — IX Censimento Generale della Popolazione, 4 nov. 1951.
Vol. Iº Dati sommari per comune, Appendice A *Dati riassuntivi provinciali*, Appendice B *circoscrizioni ecclesiatiche*, Roma, 1956.
Vol. IIIº Sesso, età, stato civile, luogo di nascita, Roma, A.B.E.T.E., 1956.
Popolazione legale dei Comuni, Roma, Ist. Pol. Stato, 1955.

Id. — *Classificazioni delle malattie e cause di morte*, Roma, 1955.

Id. — *Dipendenti delle amministrazioni statali al* 30 *nov.* 1954, Roma, 1956.

Id. — *Distribuzione per età degli alunni delle scuole elementari e medie inferiori*, Failli, Roma, 1955.

Id. — *Elezione della Camera dei Deputati, 7 giugno* 1953, *vol. Iº*, Roma, Ist. Pol. Stato, 1955.

Id. — *Elezione del Senato della Repubblica, 7 giugno* 1953, *vol. I°*, Roma, 1956.

Id. — *Impianti frigoriferi al* 31 *marzo* 1954, Failli, Roma, 1955.

Id. — *Indagini speciali sugli studenti universitari e sui diplomati di scuole medie superiori* (*suppl. annuario Istruzione italiana* 1955), Failli, Roma, 1956.

Id. — *Popolazione e circoscrizioni amministrative dei comuni*, Roma, Failli, 1955, 1956.

Id. — *Statistica annuale del commercio con l'estero*, 1953, 1954, Roma, Failli,

Id. — *Statistica forestale*, 1951-52, 1952-53, 1953-1954 A.B.E.T.E., Roma, 1955, 1956.

Id. — *Statistica giudiziaria civile, anni* 1940-41 *e* 1947-48, Roma, A.B.E.T.E. 1955.

Id. — *Statistica degli incidenti stradali* 1953, 1954, Failli Roma.

Id. — *Statistica della macellazione* 1952-54, Failli, Roma, 1955.

Id. — *Statistica della navigazione marittima, anni* 1952-53.

Id. — *Statistica della pesca e della caccia* 1954.

Id. — *Statistiche culturali* serie I vol. II 1955, Roma, A.B.E.T.E.

Ministero degli Affari Esteri. — *L'Italia in Africa, vol. I° : Il territorio e le popolazioni, Vol. II° Le prime ricerche di una colonia e la esplorazione geografica politica ed economica*, Comitato per la documentazione dell'opera dell'Italia in Africa, Roma, Ist. Pol. Stato, 1955.

Ministero delle Finanze. — *Finanze delle amministrazioni comunali e provinciali, entrate, uscite, passività e vincoli di garanzia desunti dai conti consuntivi degli anni dal* 1949 *al* 1952, Direzione generale dei servizi per la finanza locale, Roma, Ist. Pol. Stato, 1954.

Id. — *Imposte comunali sui consumi dal* 1938 *al* 1948, Direzione generale servizi finanza locale, Roma, Ist. Pol. Stato, 1953.

Ministero Industria e Commercio. — *Le vendite a rate dei beni di consumo in Europa e nelle Americhe*, Direzione generale commercio interno, Roma, Ist. Pol. Stato, 1955.

Id. — *Le vendite a rate dei beni di consumo in Italia*, Roma, Ist. Pol. Stato, 1955.

Ministero Lavoro e Previdenza Sociale. — *Classificazione professionale* (*nuova edizione*), Roma, Ist. Pol. Stato, 1955.

Ministero della Pubblica Istruzione. — *Annuario* 1953-54, *Vol. I°-II°*, Edit. Palombi, 1955.

Vanoni Ezio e Gava Silvio. — *Relazione generale sulla situazione economica del paese* (1954), Ist. Pol. Stato, Roma, 1955.

Vanoni Ezio. — *Esposizione finanziaria, pronunciata al Senato nella seduta del* 25 *Marzo* 1955, Ist. Pol. Stato, Roma, 1955.

Jugoslavia. — *Statistical pocket-Book of Jugoslavia*, 1955, Federal statistical office, Beograd, 1955.

(The) National institute of economic and social research. — 12*th Annual report* 1954, London, 1954.

National institute of genetics (Japan). — *Annual report n.* 4 *and* 5 (1953-1954), The national Institute of Genetics (Misima, Sizuoka-Ken, Japan), 1954, 1955.

Norvegia

Norges offisielle statistikk. — *Agricultural statistics* 1954, Oslo 1955,
Id. — *Alcohol statistics* 1953, Oslo 1955.
Id. — *Assurance maladie nationale* 1952, Oslo 1955.
Id. — *Banking statistics* 1953, Oslo 1955.
Id. — *Criminal statistics* 1953, Oslo 1955.
Id. — *Direction générale des télécommunications de Norvège. Les communications en Norvège au cours de l'esercice* 1 *Juillet* 1953-30 *Juin* 1954.
Id. — *Ecoles professionelles*, Oslo 1954.
Id. — *Economic survey* 1954, Oslo 1954.
Id. — *Electricity plants* 1951, 1952, Oslo 1954, 1955.
Id. — *Fishery statistics of Norway*, Bergen 1955.
Id. — *Foreign trade of Norway* 1952 *Part II*, 1953 *Part I*, Oslo 1954-55.
Id. — *Industrial production statistics, annual survey* 1953, Oslo, 1955.
Id. — *Medical statistical report* 1952, Oslo, 1955.
Id. — *Municipal debt and cash holdinge etc.* 1954, Oslo, 1955.
Id. — *National accounts* 1938 *and* 1948-53, Oslo 1954.
Id. — *Norway's mining industry* 1953, Oslo 1955.
Id. — *Population in rural districts and towns, January* 1 ; 1954, Oslo 1955.
Id. — *Service veterinaire* 1952, Oslo 1955.
Id. — *Sociétés d'assirances* 1953, Oslo 1955.
Id. — *Statistique postale pour l'année* 1954 ; Oslo 1955.
Id. — *Statistique des télégraphes et des téléphones de la Norvège*. L'exercice 1953-54, Oslo 1955.
Id. — *Tax statistics* 1952-53, 1953-54, Oslo, 1954, 1955.
Id. — *Vital statistics and migration statistics* 1953, Oslo 1956.
Id. — *Wage statistics* 1953, Oslo 1955.

Portogallo

Anuario demografico, 1952, 1953, 1954 Lisboa.
Anuario estatistico, 1952, 1953.
Classificacao International tipo, por actividades de todos os Ramos da Actividade economica, Istituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1953
I° Congresso dos Economistas portugueses, VIII Seçcao : Unidade monetaria, II Seçcao : Materias Primas, Lisboa, 1955.
Estatistica agricola 1952, 1953, 1954. Istituto Nacional de Estadistica, Lisboa, 1953, 1954, 1955.
Estatistica da educaçao, ano lectivo 1951-52, 1952-53, 1953-54, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1953, 1954, 1955.
Estatisticas Financeiras 1951, 1952, 1953, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1952, 1953, 1954.

Estatistica industrial 1951, 1952, 1953, 1954, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa.

Estatistica judiciaria, 1953, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1954.

Indices de preços por grosso (*base* 1948), *Estudos n.* 25, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1954.

Indices de salarios por profissões para a cidade de Lisboa, Estudos n. 28, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1955.

Inquerito ao custo de vida na cidade do Porto 1950-51, *Estudos n.* 27, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1955.

Inquerito as exploracões agrícolas do continente, 1954, *III Provincias do Minho, Tràsos-Montes e Alto Douro*, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1955.

Inquerito as explorações agricolas do continente, 1953, *II, Provincias de Douro Litoral, Beira alta, Beira baixa, Beira litoral e Extremadura*, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1954.

Inquerito as rendas e a certas caracteristicas da habitações da cidade de Coimbra, Estudos n. 29, Istituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1955.

Organizacäo corporativa e previdencia social 1953, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa,

Subsidio para uma nova classificaçäo das espesas do Estado, Estudos n. 26, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1955.

Tabua da mortalidade da populaçao portuguesa (1949-52) *Estudos n.* 24, Instituto Nacional de Estatistica, Lisboa, 1953.

Republica Dominicana. — *Anuario estadistico de la Republica Dominicana*, 1952, Direccion general de Estadistica, Ciutad Trujillo, 1954.

Id. — 3º *Censo nacional de edificios y viviendas*, 1955, S. Cristobal 1955.

Id. — 4º *Censo nacional agropecuario* 1950-55, S. Cristobal 1954, 1955.

Id. — *Iº Censo nacional de Industrias y de Comercio* 1955 (*cifras provisional*), S. Cristobal, 1955.

Id. — *Comercio exterior* 1953 (*vol. Iº*), 1954 (*vol. IIº*), 1955 (*vol. IIIº*), 1956 (*vol. IVº*), Ciutad Trujillo.

Id. — *Estadistica de los accidentes de transito terrestre* 1955, *n.* 20, S. Cristobal, 1956.

Id. — *Estadistica bancaria* 1953, 1954, 1955.

Id. — *Estadistica demografica* 1954, Ciutad Trujillo 1956.

Id. — *Estadistica de los negocios y seguros, vol. XX*, 1955.

Id. — *Estadisticas minucipales* 1954, Ciutad Trujillo, 1956.

Id. — *Informationes estadisticas domenicanas, vol. IIIº, n.* 1, 1954.

Id. — *Registro publico vol. XIX*, 1954.

Id. — *Sacrificio de gañado* 1954.

Republica de Panama. — *Censos nacionales de* 1950, 5º *censo de poblacion vol. Iº, vol. IIº*, Agosto de 1954.

Republica de Venezuela. — *Anuario estadistico de Venezuela*, 1952, 1953, Caracas 1956.

Id. — *Estadistica mercantil y maritima de Venezuela* 1950, 1951, 1952.

Spagna. — *Anuario estadistico de España, Anno XVIII, XIX e XX*, 1953, 1954, 1955, Instituto Nacional de Estadistica, Presidencia del Gobierno.

Id. — *Censo de la poblacion de España y territorios de su soberania y protectorado, segundo el empadronamiento realizado el* 31 *de Diciembre de* 1950, *Tomo II°*, Madrid 1954.

Id. — *Estadistica de Emisiones de capital, año* 1954 *y* 1955, Instituto nacional de estadistica, Presidencia del Gobierno, Madrid, 1955, 1956.

Id. — *Indice cronologico de legislacion estadistica, años* 1813-1956, Instituto nacional de Estadistica, Presidencia del Gobierno, Madrid 1956.

Id. — (*El*) *Instituto de Cultura Hispanica al servicio de Ibero-America*, Madrid, 1953.

Id. — *Publicaciones estadisticas de España*, Instituto nacional de Estadistica, Presidencia del Gobierno, Madrid, 1956.

Id. — *Resumen historico de la Estadistica en España por A. Sanz Serrano*, Instituto nacional de Estadistica, Presidencia del gobierno, Madrid, 1956.

Svizzera. — *Censimento federale della popolazione - 1° dicembre* 1950 - 17 *volume, Canton Ticino*, Ufficio federale di statistica, Berna, 1954.

Id. — *Charge fiscale en Suisse*, 1954, 1955.

Id. — (*Le*) *Cheptel suisse* 1951-54, *Silos à fourrage utilisés en* 1951, Berne, 1955.

Id. — *Biogenössische Volkszälhung. — 1 Dezember* 1950, *Kanton Appenzel.*

Id. — *Biogenössische Volkszälhung, 1 Dezember* 1950, *Kanton Glarus.*

Id. — *Biogenössische Volkszälhung, 1 Dezember, Kanton Luzern.*

Id. — *Biogenössische Volkszälhung, 1 Dezember, Kanton Schaffhausen.*

Id. — *Biogenössische Volkszälhung, 1 Dezember, Kanton Zug.*

Id. — *Biogenössische Volkszälhung, 1 Dezember* 1950, *Schweizerbünger nach heimet Kantenen und gemeinden*, Bern, 1955.

Id. — *Finances et impôts de la confédération, des catons et des communes* 1953-54 *et* 1954-55, Berne, 1954-1955.

Id. — *Impôt fédéral pour la défense nationale, VII période.*

Id. — *Recensement fédéral des logements, 1° décembre* 1950, Berne 1955.

Id. — *Recensement fédéral de la population, 1° décembre* 1950, *Canton de Fribourg.*

Id. — *Recensement fédéral de la population, 1° décembre* 1950, *Canton de Genève.*

Id. — *Recensement fédéral de la population, 1° décembre* 1950, *Canton de Neuchâtel*, Berne, 1955.

Id. — *Statistique forestière Suisse* 1953.

Id. — *Subventions fédéral et parts légales* 1953, 1954, Berne 1955, 1956.

Id. — *Tables de mortalité de la population suisse*, 1941-50 *et* 1948-53, Berne 1955.

Unesco. — (*The*) *positive contribution by immigrants. A symposium prepared for Unesco by the International Sociological Association and the International Economic Association*, Paris, 1955.

Id. — (*Les*) *sciences sociales, l'Unesco et son programme, XII*, 1954.

UNITED NATIONS

Actes du Congrès mondial de la population (Rome, 31 août-10 septembre 1954) Rapport général - Organisation des Nations Unies - Departement des Affaires économiques et sociales, New York 1956.

Analyses and Projections of Economic Development, I An Introduction to the Technique of Programming, United Nations Department of Economic and Social Affairs, New York, 1955. *II Economic development of Brazil, A study prepared by the Banco Nacional do Desenvolvimento Economico do Brazil, Appendix I-II-III-IV-V-VI, III Economic Development of Colombia Economic, Chapter VII, Agriculture Chapter I-II-III-IV-V-VI- Chapter VIII - Analysis of the industrial Sector.* Economic Commission for Latin America, Colombia, 1955.

Annuarie Statistique, 1953.

Annual Bulletin of Electric Energy Statistics for Europe, vol. I, Ginevra, Octobre 1956.

Annual Bulletin of Transport Statistics, 1953, 1954, Geneva, 1955.

Cinque anni di amministrazione fiduciaria Italiana in Somalia, Dipartimento dell'informazione Pubblica delle Nazioni Unite, 1954.

Commentaires sur les conditions générales pour la fourniture des materiels d'équipement n. 574 Genève, Décembre 1955.

(*La*) *Commissione economica per l'Europa*, Divisione Pubblicità delle Nazioni Unite, 1953.

Conditions générales pour la fourniture à l'exportation des materiels d'équipement, Genève Décembre 1955.

(*Il*) *Decimo anno, Introduzione al Decimo Rapporto annuale del Segretario Generale*, Dipartimento dell'Informazione pubblica, 1955.

Demographic yearbook 1953, 1954, New York.

(*El Desarrollo de la production y la utilizacion de la energia en America, sus posibilidades y problemas*, Comision economica para America Latina, Colombia, 1955.

Dix années d'efforts en faveur de la paix, Departement de l'Information de l'Organisation des Nations Unies, 1955.

Economic Bulletin for Latin America vol. I n. 1, Economic Commission for Latin America, Santiago, Chile, January, 1956.

Economic Development programme for Italy, Economic Commission for Europe, 21 March 1956.

Economic Development programme for Yugoslavia from 1955 *to* 1959, Economic Commission for Europe, 16 April 1955.

Economic Report on the Study on social conditions of economic development, Economic Commission for Latin America, Colombia, 1955.

Economic Review of Latin America, Economic Commission for Latin America, Bogotà, Colombia, August 1955.

Economic Survey of Latin America 1954, Department of Economic and Social Affairs, New York, 1955.

Electrification rurale Vol. I, Genève Septembre 1956.

Estudio economico de America latina, Mexico, Julio 1954.

(*L'*) *Etat actuel et les perspectives de developpement de l'économie turque*, Commission économique pour l'Europe, 1956.

Etude sur la situation économique de l'Europe en 1954 *et en* 1955, Département des Affaires économiques et des affaires sociales, Genève, 1955, 1956.

Evolution de l'économie gazière Européenne, Commission economique pour l'Europe, Genève 1956.

Final report of the first Inter-American Seminar, on Civil Registration, Stat. Pap. S. M. n. 23 Santiago Chile, 1954.

(*The*) *Greek long-term programme of economic development*, Economic Commission for Europe, 1956.

Handbook of Vital Statistics Methods, Studies in Method Series F.N. 7, New York 1955.

Handbook of Statistical Organisation, Studies in Methods, Series F.N. 6, New York, 1954.

(*Le*) *Marché européen de l'acier en* 1954, Commission économique pour l'Europe, Genève, 1955.

Methods of Income National estimation, Studies in Methods, Series F.N. 8, New York 1955.

(*L'*) *Organisation des Nations Unies en* 50 *points* (aout 1954, révision).

Per un globale sfruttamento dei talenti umani a baneficio del progresso mondiale, New York 1953.

Politique du logement dans les pays d'Europe et évolution en matière de logement en 1954, Genève, 1955.

Population and Vital Statistics Report, Statistical Papers series A, Vol., V n. 2, Vol. VI n. 1, 2, 3, Vol. VII, n. 1 e 2, Vol. VIII n. 1. New York, 1954, 1955, 1956.

(*Le*) *prix des produits petroliers en Europe Occidentale. Etude préparée par le Secrétaria de la Commission économique pour l'Europe*, Genève, Mars 1955.

Proceedings of the World Population Conference (Rome, 31 August-10 September 1954), Papers Vol. I (meetings 2,4,6, and 8) : Vol. II° (meetings 10, 12, 17, 19 and 11), New York, 1955.

Progrès réalisés en 1955 *dans la siderurgie, Vol. I, Vol. II*, Secrétariat de la Commission économique pour l'Europe, Genève, Février 1956.

Progress report on the Manpower Survey in Latin America, Economic Commission for Latin America, Colombia, 1955.

Protocole provisoire d'essai des tracteurs forestiers, Commission économique pour l'Europe, FAO, Gèneve, auot 1956.

Quelques progrès récents de la siderurgie et l'elargissement du marche de l'acier, en 1954, Genève, Février 1955.

Rapports des comités de la Commission sur leur activités et note additionnelle du secrétaire executif, Commission economique pour l'Europe, Février 1956.

Report on the Training Center on Vital and Health Statistics, Kabul, Afganistan, 1954.

Report from the Committees of the Commission of their activities, and an additional note by the executive secretary, Economic Commission for Europe, 1955.

Revista de la Comision economica para America latina, Bogotà, Colombia, 1955

Sample surveys of Current Interest (sixth report), New York, 1955.

(La) situation du logement en Europe, Commission economique pour l'Europe, Genève, 1956.

Statistical yearbook 1954.

Statistics of National Income and Expenditure, Series H, N. 5, 6, 7, 8, 1954, 1955.

Tendances de la consommation des combustibles pour les usages menagers et les autres usages domestiques en Europe, Genève, 1956.

Utilisation rationnelle des combustibles, repertoire bibliographique, Genève 1955.

U.S.A.

(The) STATISTICAL LABORATORY OF JOWA STATE COLLEGE. — *Annual report* 1951-52, 1952-53, Research Reaching Service Consultation, Agricultural Experimental Station, U.S. Bureau of Agricultural Economics.

UNIVERSITÀ

Universidad Central del Ecuador, *Tercer Congreso Latino Americano de Sociologia, Actas*, Anales de la Universidad Central del Ecuador Tomo LXXXV n. 340, 1956, Editorial Universitaria, Quito, 1956.

Università di Roma, Facoltà di Scienze Statistiche, *Le relazioni sociali nei servizi della pubblica amministrazione*, Roma, 1954.

University of Cambridge, *Third Report Activities in the years* 1951-53 (Department of applied Economics) Cambridge, 1954.

University College of Khartoum, *Social and economic problems of the Middle East* (By Saad Ed Din Fawzi) Report of the 1953.

Libri Annuari, Opuscoli, Estratti, ecc.

Livres, Annuaires, Brochúres, Extraits, etc.

Books, Yearbooks, Pamphlets, Reprints etc.

Bücher, Jahrbücher, Broschuren, usw.

Libros, Anuarios, Folletos, Extractos ecc.

AGRICULTURA

ACERBO GIACOMO. — *I cereali. Studio storico-economico,* « Enciclopedia Agraria Italiana », Roma, Ramo Editoriale degli Agricoltori, 1954.

ID. ID. — *Proposta di legge sulla Riforma fondiaria, integralità della bonifica. e formazione delle proprietà contadine,* Partito Nazionale Monarchico Direzione Centrale, Roma, 1956.

ID. ID. — *in New China.* Peking (China), Foreign Languages Pres, 1953.

C.I.S.P. — *Associazione Nazionale bonifiche irrigazioni e miglioramenti fondiari Circoscrizione Toscana,* XVIII Convegno nazionale bonifiche, Firenze, 12-17 Maggio, 1956.

BENNETT M. K. — *The Worl's Food. A Study of the Interrelations of World Populations National Diets, and Food Potentials,* New York, Harper & Brothers, 1954.

COOPER J. P. — *Development analysis of populations in the cereals and herbage grasses,* I ; *Methods and techniques.* Reprinted from the "Journal of Agricultural Science", vol. 47, nº 3, 1956, Printed in Great Britain.

ID. ID. — *A rapid technique for strain identification in the ryegrasses.* Reprinted without change of pagination from the "Journal of the British Grassland Society", vol. II, nº I, March, 1956.

ID. ID. — *The developmental analysis of local population in the cereals and herbage grasses,* from "Reports and Communications of Eighth Intern. Botanical Congress", Paris, July, 1954. Sections II and 12, pp. 356-9.

COSTANZO ALESSANDRO. — *Studi sulla crescenza dell'asparagus sprengeri* (*Asparagina*) « Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica » Roma, gennaio, 1955-giugno, 1955.

EVANS GWILYN. — *Supplies of Pedigree* (*Herbage*) *Seed in Britain,* Repr. from : "International Crop Improvement Association", 34th and 35th Annual Reports.

EVERETT HERBERT L. — *Mankind's debt to Mendelism* : *Hybrid corn* (*Zea mays*), Sonderdruck aus "Zeitschrift für Pflanzenzüchtung" Bad 29, Heft 3, (1951) Conn. Agricultural Experiment Station, New Haven.

F.A.O. — *Yearbook of Food and Agricultural Statistics* : vol. VI Part. I-II 1952, vol. VII Part. I-II 1953, vol. VIII Part. I-II 1954, Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome-Italy, 1953-1956.

Id. — *Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture Rome.* Utilisation des excédents de produits agricoles pour financer développement économique des pays insuffisamment développés. Etude-pilote effectuée dans l'Inde, F.A.O. Etudes sue les politiques en matière de produit, n. 6, Nov. 1955.

Griffing Bruce. — *An Analysis of Tomato Yield Components in Terms of Genotypic and Environmental Effects,* Department of Genetics, Agricultural Experiment Station Iowa State College, Research Bulletin, 397, May, 1953, Iowa-1953.

Griffing Bruce and Lindstrom E. W. — *A Study of the Combining Abilities of Corn Inbred Having Varying Proportions of Corn Belt and Non-Corn Belt Germ Plasm,* Reprinted from the Agronomy Journal, vol. 46 n. 12 December, 1954.

Holt S. J. — *Exploratory and experimental Fishing.* Fao "Fisheries Bulletin", vol. IX, nº I January-March, 1956. Roma, 1956.

Ispettorato Provinciale dell'Agricoltura. Firenze. — Vedi : Ufficio Provinciale di Statistica - Ispettorato Provinciale dell'Agricoltura. Provincia di Firenze. *Prodotto netto dell'agricoltura* 1938 - 1949 - 1950.

Jones E.T. — *The origin, Breding and Selection of Oats.* Reprinted from the Agricultural Review June -1956.

Jones E.T. M. Sc. — *Some observations on grassland research and grassland husbandry.* Reprintec without change of pagination from the Journal of the Grassland Society vol. II nº 2, 1956.

Jones D.F. and Mangelsdorf P.C. — *The Production of Hybrid Corn Seed Without Detasseling.* Bulletin 550, September 1951. The Conn. Agricultural Experiment Station, New Haven, 1951.

Jones Iorweth. — *Preliminary Note on S. 22 Italiana Ryegrass.* Repr. from : "Journal of the British Grassland Society ", vol. 8, n. 4 December 1953.

Mantiero Antonio. — *Problemi rurali nella luce cristiana.* Supplemento al « Bollettino Ecclesiastico » del 5 - 6 1955.

Nienstaedt Hans and Graves A. H. — *Blight Resistant Chestnuts Culture and Care,* The Conn. Agricultural Esperiment Station New Haven Conn. Circular, 192, New Haven, March 1955.

Nienstaedt Hans. — *Tannin as a Factor in the Resistance of Chestnut, Castanea SPP., to the Chestnut blight fungus, Endothia Parasitica (Murr) A. and A.* Reprinted from Phytopathology, vol. 43, nº I, 32-38, January 1953.

Organisation Européenne de Coopération Économique - Paris. — *Mesure de la production agricole et de la consommation alimentaire.* Paris, O.E.C.E., 1955.

Pereira Mario. — *Fundamentos e objecticos do plano de fomento agrario,* Lisboa, MCMLV .

Pirovano .Alberto. — *Due nuove pere estive : Mora (I.P. 112) e Italia (I.P.999).* gruppo giornalistico dell'edagricole Bologna. Estratto dalla Rivista « Frutticoltura » n. I, 1956, vol. XVIII.

Id. Id. — *La lunghezza di tronco del soggetto e la sua possibile influenza sulle caratteristiche dell'innesto,* Estratto dagli Annali della Sperimentazione Agraria (nuova Serie), Roma, 1955.

Tomasevich Jozo. — *Peasants, Politics, and Economic Change in Yugoslavia* Oxford University Press, London, 1955.

Troughton Artur. — *The growth of a grass seedling.* Rpr. from the : "Journal of the Agricultural Society", vol. XXXV, 1954.

ANTROPOLOGIA-ANTROPOMETRIA

Biasutti Renato. — *Le razze e i popoli della terra*, vol. I « Razze, popoli e culture » vol. II « Europa e Asia », vol. III « Africa », Torino UTET, 1953 - 1954 - 1955.

Breitinger E. — *Das Geschlechtsverhältnis der deutschen Merhlingeburten* Tirage à part : Actes du IV Congrès International des Sciences Anthropoligiques et Ethnologiques, Vinne, 1952, Tome I

Cappieri Mario. — *Antropologia delle antiche popolazioni del vicino e Medio oriente*, estr. dagli Atti della XLV Riunione della Società Italiana per il progresso delle Scienze- Napoli, 16-20 ottobre, 1954, Tip. Editrice Italia, Roma, 1955.

Chiappella V. — *Altre considerazioni sugli « acrobati » dell'Addaura*. Da : « Quaternaria », I, Roma, 1954.

Comas Juan. — *Ensayos sobre Indigesismo*, prologo de Manuel Gamio, Ediciones del Instituto Indigenista Interamericano, Mexico, 1953.

Id Id. — *Un ensayo sobre « Raza » y economia*, Sobretiro de America Indigena, vol. XV, nº 2, Mexico, 1955.

Congrès (IVº) International des Sciences Anthropologiques et ethnologiques. Vienne, 1-8, Septembre, 1952, — *Actes du* IVº *Congrès Inter ternational des Sciences Antrhopologiques et ethnologiques*. Vienne, 1-8 Septembre, 1952. Tome I. Anthropologica, Wien, A. Holzhausens, 1954.

Da Cunha A. Xavier, Araujo Abreu M.D. — *Impressos digitais de Portugues. Percentagens de figuras, valores quantitativos e frequências empíricas dos genes V.R. e U.* Universidade de Coimbra. Instituto de Antropologia - Contrivuiçoes para Estudo da Antropologia Portuguesa Vol. V fasc. 6

Id. Id., Id. Id. — *A sensibilidade gustativa fa feniltecarbamida em Portugueses*, Contribuiçoes para o Estudo da Antropologia Portuguesa, vol. VI nº 3, Coimbra, 1956.

Da Cunha A. Xavier e De Morais M. H. Xavier. — *Os grupos sanguineos dos Portugueses Contribuicao para o estudo dos sistemas A1A1 Bo e MN* Contribuiçoes para o Estudo da Antropologia Portuguesa, vol. VI, fasc. 2º Coimbra, 1956.

Da Cunha A. Xavier e Neto M.A.M. — *Caracteristicas da populaçao da época visigotica de Silveirona* (*Estremoz*). III *esqueleto do tronco e dos Membros* vol. VI. fasciculo, 1º, Contribuiçoes para o Estudo da Antropologia Portuguesa, Universidad de Coimbra Instituto de Antropologia, Tipografia da Altântida, Coimbra, 1955.

Das S.R. — *The Human Manual Digital Formulae and a Standard Hand Axis - A New Method and an Instrument for Their Correct Determination*, Reprinted from Bulletin of the Department of Anthropology, vol. I nº 2 July 1952, Department of Anthropology Government of India Museum

Dobzhansky Th. and Dunn L. C. — vedi Dunn L.C.

Dunn L.C. — *A Symposium of Three Lectures on Heredity and the Human Community*, Bulletin of the Wagner Free Institute of Scienze, vol. 30 nº 2 May, 1955.

Eickstedt Freiherr von Egon. — *Atom und Psyche .Ein Deutungsversuche* Stuttgard, F. Enke, 1954.

Federici Nora. — *Caratteristiche demografiche differenziali di un gruppo di Albanesi di Kavaja e di alcune colonie allogene albanesi in Calavira* (*Primi risultati*), Tip. Fausto Failli, Roma.

Id. Id. — *Caratteristiche demografiche di alcuni gruppi di Caraimi e di un gruppo di Ebrei dell'Europa orientale*, Estr. da « Genus » vol. IX, 1951 CISP, Roma, 1951

Gamio Manuel. — Universidad Nacional Autonoma de Mexico. *Estudios Antropologicos. Publicados en homenaje al doctor Manuel Gamio*, Direccion Generale de Publicaciones, Mexico, 1956.

Gartler Stanley M. and Firschein I. Lester and Dobzhansky Theodosius. — *A Chromatographic investigation of Urinary amino-acids in the Great apes*, Reprinted from the "American Journal of Physical Anthropology" N.S. vol. 14 nº I, March, 1956

Genna giueppe. — *I seri*, Contributo alla conoscenza delle razze indigene del Messico, Estr. dall'Archivio per l'Antropologia e l'Etnologia, vol. LXXIV, 1954, Stamperia F.lli Parenti di G., Firenze.

Kossovitch N. — *Anthropologie et groupes sanguins de populations du Maroc*, Preface du Prof. Henri Vallois; introduction de Fernand Benoit, Masson et Cie. Paris - VI - 1953.

Leakey L. S. B. — *Adam's ancestors*. Fourth edition completely rewritten. With 22 plates and numerous line drawings. London, Methuen & Co. Ltd., 1933.

Maia Neto Maria Agusta. — *Diferenças sexuais e assimetrias de algumas medidas e indices do radio português*. Contribuiçoes para o Estudo da Antropologia Portuguesa, vol. VI, fasc. 4º, Coimbra, 1956.

Males Branimiro. — *Antropologia y etnologia en la ensenanza Universitaria*. « Revista de la Facultad de Filosofia y Letras » Ano II n. 5, 1954, Univesidad Nacional de Tucuman Argentina, 1954, Separata Serie F. : Instituto de Etnologia.

Malaurie Jean. — *Les derniers rois de Thulé. Préface de André Cholley*. «Terre Humaine », Paris, Plon, 1955.

Marotta Michele. — *La statura e gli esami psicometrici delle reclute sarde*. Estr. da : « Rassegna Medica Sarda », n. 9-10, 1954.

Id. Id. — *La statura e gli esami psicometrici delle reclute sarde*. Estratto da «Rassegna Medica Sarda », n. 11-12, 1954.

McCance R.A. Vedi : Widdowson E.M., McCance R.A. — *Studies on the Nutritive Value of Bread and on the Effect of Variations in the Extraction Rate of Flour on the Growt of Undernourished Children*.

Muller Valentin K. — *Empirische Beiträge zur Frage der differentiellen Fruchtbarkeit in Nachriegsdeutschland*, Sèndedruck aus HOMO, Band VII, 2-3, Heft.

C.I.S.P. — *New Interpretations of Aboriginal American Culture History*, "75th Anniversary" vol. of the Anthropological Society of Washington, Theo. Gaus' Sons, Inc., Washington, 1955

Pales Léon. — *Le impronte dei piedi umani nella « Tana della Basura »* (*Toirano*), Estr. dalla « Rivista di Antropologia », vol. XLI, Istituto Italiano di Antropologia, Citta Universitaria, Roma, 1954.

Recupero Maria Luisa. — *Nota a margen de los trabajos de M.L. Tildesley y A.J. Van Bork-Feltkamp sobre el valor relativo de diferentes caracteres antropométricos para la comparacion racial*. Universidad Nacional de Cordoba, Facultad de Filosofia y Humanidades. Catedra de Antropologia y Etnografia.

ROSIN S. — *Die Verteilung der Abo-blutgruppen in der Schwein*, Bearbeitet unter einführung neuer methoden der Auswertung und darstellung. Archiv des Julius klaus-stiftung fur vererbungsfoechung, sozialanthropologie und rassenhygiene, Band XXXI, 1956, Heft 1-2, Druck und Verlang, Zurich, 1956.

SACCHETTI ALFREDO. — *Investigaciones antropologicas en America del Sud*, Universidad Nacional de Cordoba Instituto de Investigaciones Demogeneticas, 1950-1956, Imprenta de la Universidad, Cordova, 1956.

ID. ID. — *El problema del metamorfismo biosociológico del indio andino. Ensayo de interpretación con un epilogo metodológico. Una nota de Paleantropología. Homo neandertalensis, nar. aniensis.* Universidad Nacional de Cordoba. Facultad de Filosofia y Humanidades. Catedra de Antropologia y Etnografia.

SCHADE H. — *Vaterchaftsbgutachtung Grundlagen und Mtehoden der anthopologischerbbiologischen Vaterschaftsfeststellung*, Stuttgart, 1954.

ID. ID. — *Vaterschaftsbegutachtung*, Stuttgart, 1954.

SCHLAGINHAUFEN OTTO. — *Anthopogische Mermale von Schweizerischen Mutter*, in "Archiv der Julius Klaus-Stiftung" Band XXXIX, 1954, Heft 3-4 Art. Institut Orell Fussli Ag. Zurisch.

ID. ID. — *Anthropologische Reniniszenzen von den Feni-Inseln im Bismarck-Archipel* Stuttgart, 1954.

ID. ID. — *Das dinarische Nasen-und Hinterhauptsprofil im Gebiet des Schweiz.* Separatabdruck aus: "Bulletin der Schweizerischen Gesellschaft für Anthropologie un Ethnologie,, 30 Jahrgang, 1953-54, Seiten, 53-60. Bern, Büchler & Co., 1954.

ID. ID. — *Der Skelettfund von Niedewil bei Cham*, Separatabdruck aus: "Bulletin der Schweirerischen Gasellschaft fur Anthropologie end Ethnologie", Seiten, 97, II, Buchdruckerei Buchler & Co. Bern, 1955.

ID. ID. — *Ein Etruskerschüdel aus Montepulciano.* Separatabdruck aus: "Bulletin der Schweizerischen Gesellschaft für Anthropologie und Ethnologie, 29 Jahrgang, 1952-53, Seite n. 17-27. Bern, Büchler & Co., 1953.

SCHREIDER EUGÈNE. — *Recherches Anthropologiques sur les Otomis de la Région d'Ixmiquilpan (Mexique)*, L'Anthropologie, Extrait: T. 59, nº 3-4, 1955; T, 57, nº 5-6 1953; Masson et Cie Editeurs, Paris 1955.

SCHULL WILLIAM J. — *The effect of Christianity on consanguinity in Nagasaki*. Repr. from: "American Anthropologist", vol. 55, nº I, January-March, 1953.

SKERLJ B. — *Srednjeveska Okostja Z Bleda, Izkopana Leta* 1949, Institut za Antropologijo, Univerza, Ljubljana, nº 15.

SMITH MARION C. Vedi: PENMAN JON, SMITH MARION C. — *Intracranial Gliomata.*

SUTTON H. ELDON and CLARK J. PHILIP. — *A Biochemical Study of Chinese and caucasoids*, Reprinted from: "The American Journal of Physical Anthopology" vol. 13, nº I March, 1955.

TAMAGNINI EUSÉBIO. — *A propósito do índice cefálico dos portugueses.* Questões de método. I, Coimbra, Casa Minerva, 1954. Separata da: « Revista da Facultade de Ciências da Universidade de Coimbra », vol. II, n. 4.

TOBIAS PHILLIP V. — *The Problem of Race Determination. Limiting Factors in the Identification of the South African Races. The Physical Anthropologist's Approach.* Repr. from: "The Journal of Forensic Medicine" vol. I, nº 2, October-December, 1953

V. Vershuer Frhr Otmar. — *Die Bedeutung der Erbichen Veranlangun für den Ablauf der Tuberkulose Nachuntersuchung nach 20 Jahren an einer serie von tuberkulosen awillingen.* Estratto dal volume « Novant'anni delle Leggi Mendeliane », Istituto Gregorio Mendel, Roma, 1956

Id. Id. — *Erbgebundenheit und Freiheit des Menschen in seiner Entwicklung* Sonderdruck aus, Vom Unbelebten zum Lebendigen, Ferdinand Enke Verlang, Stuttgart, 1956.

Id. Id. — *Geleitwort,* Sonderdruck aus «Homo» 7 Band I, Heft, 1956.

Vershuer Von Otmar. — *Ergebnisse der Genetik für die Anthropologie.* Actes du IV Congrès International des Sciences Anthropologiques et Ethnologiques, Vienne, 1952, Tome I.

v. Verschuer O. Freiherr. — *Neue Befunde über die Häufigkeit von Blutsverwandtenehen in Deutschland,* Z. Morph. Anthrop. 46 2, Stuttgard, Juini, 1954.

Id. Id. — *Zeitlicher Ablauf und Ursächlichkeit im individuellen Lebenszyklus des Menschen, biologiqch gesehen,* Sonderabdruck aus : "Studium Generale" 8 Jahrg, Heft 8, 1955, Spinger Verlag, Berlin.

Vogt Johan. — *Om relasjonene mellon giftermal og barnetall pr. giftermal i en stasj onaer befolkning,* in "Statsokonomisk Tidsskrift", 70 Argang Hefte, 2 Juni, 1956, Oslo, 1956.

Weiss H. Pedro. — *Casos peruanos prehistoricos de caurerizaciones craneanas T sincipital de manouvrier.*

ARCHEOLOGIA

Blanc, A. C. — *Sulle Veneri « del Trasimeno » e di Willendorf,* da « Quaternaria », I, Roma 1954.

Ceram C. W. — *Il libro delle rupi.* Alla scoperta dell'impero degli Ittili, G. Einaudi Editore, Torino 1956.

Mix. P. — *Peabody Museum Eighty, Sixth Report Archeology and Ethnology,* 1951-52, Harvard University, Cambridge 1953.

Polacco Luigi, — *Cronologia del portico presso l'Odeo di Erode Attico e i « Porticus Eumenicae ».* Ist. Veneto di Scienze, Lettere ed Arti, Venezia. « Memorie Classe scienze morali e lettere », vol. XXXI, fasc. II, Venezia, Ferrari, 1954.

Rabbeno Giorgio. — *Postilla archeologica. Il remeggio delle triremi.* Estratto da - « Tecnica Italiana » Rivista d'Ingegneria e scienze, Anno XXI, nuova serie XI, n. 3 Trieste aprile-maggio 1956.

ARTE

Gual Villalbi D. Pedro. — *El Arte en ebulicion Apostillas marginales al ' ultrarrealismo y Abstraccionismo,* Ateneo Barcelonés, Curso de 1955-1956.

Mueller H. John. — *The American Symphony Orchestra : A Social History of Musical Taste,* Indiana University Press, Bloomington 1951

Robb, John Donald — *Hispanic Folk Songs of New Mexico. With selected Songs collected, transcribed and arranged for voice and piano,* « University of New Mexico Publications in the Fine Arts » Number one), Albuquerque, The University of New Mexico Press, 1954.

ASSICURAZIONI

COPPINI, MARIO ALBERTO. — *Lezioni di tecnica delle assicurazioni sociali.* II edizione, Roma, ed. Eredi V. Veschi, 1955.

CULTRERA RAFFAELE. — *La coscienza assicurativa in Italia e all'Estero.* Bimospa, Roma 1956.

DE MEO GIUSEPPE. — *Sulla mortalità differenziale in taluni gruppi di assicurati sulla vita,* estratto dalla « Rivista di Antropologia », vol. XLI 1954, Istituto Italiano di Antropologia, Città Universitaria, Roma 1954.

FURLAN L. V. VON. — *Die Quantitatsgleichung der Versicherung,* Edit. Verlag fur Recht und Gesellschaft, Basel 1941.

MCCANCE R. A., UNGLEY C. C., CROSFILL J. W. and WIDDOWSON E. M. — *The Hazards to Men in Ships Lost at Sea* 1940-44, « Medical Research Council Special Report », series N° 291, Her Majesty's Stationery Office, London 1956.

ID. ID. — *Selezione Assicurativa.* Pubblicazione trimestrale a cura della Riunione Adriatica di Sicurtà e l'Assicuratrice Italiana, n. 3 luglio-settembre 1954.

BIBLIOGRAFIA

DEANE, PHYLLIS. — *Bibliography on income and wealth,* vol. IV, 1951- (International Association for Research in Income and Wealth), Cambridge, Bowes & Bowes, 1954.

ID. ID. — *Elenco degli scritti del Prof. Giulio Capodaglio.*

MARTINEZ SOLER BENIGNO J. — *Bibliografia de José Imbelloni,* « Boletin bibliografico de Antropologia Americana », vol. VIII, 1945.

BIOGRAFIA

ADAM LEONHARD. *In memoriam. Richard Thurnwald,* reprinted from Oceania, March 1935, vol. XXV, No. 3, « Australasian Medical Publishing », Oceania, March 1955.

BENCO GRUVER AURELIA. — *Alberto Manciñi,* estratto da « Umana » il bimestre novembre-dicembre 1955, n. 11, 12.

DEMARIA GIOVANNI. — *Conversazioni bibliografiche : Gustavo Del Vecchio,* estr. da : « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », Anno XIII n. s., fasc. 9-10.

JACOBY E. G. — *Ferdinand Tönnies, Sociologist A Centennial Tribute,* Kyklos fasc. 2, 1955.

SOCIETÀ ROMANA DI STORIA PATRIA. — *In memoria di Vincenzo Federici,* Roma, 1953.

ID. ID. — *Studi in onore di Gaetano Pietra,* Biblioteca di « Statistica », 1, Bologna, L. Cappelli 1955.

WINKLER, WILHELM. — *Festschrift für Prof. Dr. Wilhelm Winkler,* « Sonderdruck aus der Statistischen Vierteljahresschrift », band VII, Jahrgang 1954, Heft 1/2, Wien Manzsche Verlags, u. Universitätsbuchhandlung.

BIOLOGIA E BIOMETRIA

BEER SERGIO e SACCHETTI ALFREDO. — *Problemi di sistematica biologica*, Edizioni Scientifiche Einaudi, Torino 1952.

BIOT RÉNÉ. — *La Biologia contro la persona*, « Progresso della scienza e dignità dell'uomo », La Scuola Editrice, Brescia 1954.

CASTELLANO VITTORIO. — *Quelques réflexions sur de noveaux développements de la théorie biologique des sociétes humaines*, da : « Revue de la Faculté des Sciences Economiques de l'Université d'Istanbul », vol. XIII, n. 1-4.

CEPPELLINI R., DUNN L. C., TURRI M. — *An interaction between alleles at the Rh locus in man which weachens the reactivity of the Rh Factor (Du)*.

CLARCK AUSTIN H. — *The Ecology, Evolution, and Distribution of the Vertebrates*, da : « The Smithsonian Report for 1952, pages 283-303, Washington, 1953.

CLARK J. PHILIP AND EVANS C. FRANCIS. — *On Some Aspects of Spatial Pattern in Biological Populations*, Reprinted from « Science », March 18 1955, vol. 121.

DICE R. LEE. — *What Is Ecology*, Reprinted from « The Scientific Monthly », vol. 80, No 6 June 1955.

DICE, LEE R., CLARK, PHILIP J. — *The statistical concept of home range as applied to the recapture radius of the deermouse (Peromyscus)*, « Contributions from the Laboratory of Vertebrate Biology », n. 62, 1953.

FISHER, RONALD. — *The analysis of variance with various binomial tranformations*, Repr. from : « Biometrics », vol. 10, n. 1, March 1954.

FOSTER F. G. — *A note on Bailey's and Whittle's treatment of a General stochastic epidemic*, No 42 in the : « Reprint Series of the divisions of Research ecc. », This paper appeared in Biometrika vol. 42 Part. I and 2 June 1955.

GARCIA DEL CID Y DE ARIAS, FRANCISCO. — *Contribucion al estudio biológico de la Ostra Gallega*, « Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes de Barcelona, vol. XXXI, n. 12, Barcelona 1954.

GOLDSCHMIDT R. — *Die Lehre von der Vererbung Verständliche Wissenschaft*, Springer, Verlag, Berlin 1952.

HARDY A. C. — *Evolution as a Process*, Edited by Julian Huxley, A. C. Hardy.

HARVALD, BENT. — *Heredity in epilepsy. An electroencephalographic study of relatives of epileptics*, « Opera ex domo biologiae hereditariae humanae Universitatis Hafniensis », Copenhagen, Ejnar Munksgaard, 1954.

HUBBS CARL L. — *Criteria for Subspecies, Species and Genera, as determined by research on fishes*, from the « Annals of the New York Academy of Sciences », vol. XLIV, art. 2, pages 109-121, June 8, 1943.

HUBBS L. CARL. — *Fishes of the Desert*, Reprint from « The Biologist », vol. XXII, No 2 December 1940.

HUBBS CARL L. and HUBBS LAURA C. — *Bilateral Asymmetry and Bilateral Variation in Fishes*, from « Papers of the Michigan Academy of Science, Arts, and Letters », vol. XXX, 1944, published 1945.

HULSE S. FREDERICK. — *Technological advance and major racial stocks*, Reprint from « Human Biology a record of research », vol. 27 No. 3, September 1955, Wayne University Press, Michigan 1955.

HUXLEY JULIAN. — *Evolution as a Process*. Edited by Julian Huxley.

JESPERSEN OVE NYGAARD. — *Breast Cancer and Leukaemia in Two inbread Mouse strains and their Hybrids*, « Opera ex Domo Biologiae Hereditariae Humanae Universitatis Hafniensis », vol. 37, Ejnar Munksgaard, Kobenhavn, 1956.

KING A. JOHN. — *Social relations of the domestic Guinea pig living under demi-natural conditions*, Reprinted from « Ecology », Vol. 37 No 2, April 1956.

LARSEN, HELWEG HANS FR. — *Nuclear Class Series*, « Opera ex Domo Biologiae Hereditariae Humanae Universitatis Hafniensis, vol. 27, Edit. Ejnar Munksgaard, Kobenhavn, 1952.

LAZEMBY ALEC. — *Germination and establishement of Juncus effusus L. The effect of diferent companion species and of variation in soil and fertility conditions*, from the « Journal of Ecology », vol. 43, No 1, January 1955.

MACKAY, MARGARET E. Vedi : KEKWICK R. A., MACKAY MARGARET. — *The Separation of Protein Fractions from Human Plasma with Ether*.

MARTINS, C. M. ALVES. — *Uma nova concepçao da ecologia humana*, Lisboa, Ed. Império 1952.

NAPOLITANI DIEGO, Vedi : POMPILJ GIUSEPPE, NAPOLITANI DIEGO. — *Piano degli esperimenti ed elaborazione probabilistica dei risultati con particolare riguardo alla sperimentazione in biologia*.

OLAH L. V. — *Cytological investigations in the Genus amorphophallus Bl*, « A. titanum Becc., A. variabilis Bl. and A. rivieri Dur. », « Annales Bogorienses », vol. II, part. 2 1956. Treub Laboratory Bogor, Indonesia.

ID. ID. — *Thz citology of Corypha Umbraculifera L. Part I. Meiosis*.

ID. ID. — *The Cytology of corypha umbraculifera L., Part II*, « The Behavior of the nucleoli and the role of the nucleolar organizing region », « Annales Bogorienses », Vol. II part. 2, 1956, Treub Laboratory, Bogor, Indonesia.

PEDERSEN, ERIK. — *Studies on manifestations of trasmitted mouse leukemia*, Kobenhavn 1955.

SCOTT A. JOHN. — *The Analysis os social organization in animals*, Reprinted from « Ecology », vol. 37, No 2, April 1956.

SCOTT J. P. — *The Place of observation in biological and psychological science*, Reprinted from « American Psychologist », vol. 10 No 2, February 1955, Printed in U.S.A.

ID. ID. — *The social Behavior of Dogs and Wolves : an illustration of Sociobiological Systematics*, Reprinted from « Annals of the New York Academy of Sciences », Vol. 51, art. 6, October 1950.

SPUHLER J. N., KLUCKHOHN CLYDE. — *Inbreading coefficients of the Ramah* Navaho population, Repr. from « Human Biology », vol. 25, n. 4, december 1953)

TEISSIER GEORGES M. — *Biométrie. Grandeur de réference et allométrie de taille chez Maïa equinando*, « Extrait des Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences, séances du 17 janvier 1955, Gauthier, Villars, Paris 1955.

KENNETH V. THIMANN. — *The Life of Bacteria, Their Growth, Metabolism and Relationships*, The Macmillan Company, New York 1956.

BOTANICA

CARR A. J. H. — *Breeding red clover for resistance to clover rot disease*, from « Reports and Communications of Eighth Intern. Botanical Congress », Paris, July 1954, Sections 18-20, pp. 155-7.

ID. ID. — *Variation in the Homothallic Fungus Sclerotinia Trufikiorum Eriksson*, from « Reports and Communication of Eighth Inter. Botanical Congress », Paris, July 1954, Sections 18-20, pp. 72-74.

DAVIES W. ELLIS. — *The Yields of some French and other strains of Lucerne, Welsh Plant Breeding Station, Aberystwyth*, from the « Journal of the British Grassland Society », vol. 9, n. 4, December, 1954.

GALINAT C. WALTON. — *Glumeless Hybrid Sweet Corn*, Reprinted Without change of paging from the « Journal of Heredity », vol. XLII No. 3 May-June 1951, Copyright 1951.

GALINAT C., WALTON and NAYLOR AUBREY W. — *Relation of Photoperiod to Inflorescence Proliferation in Zea Mays L.*, Reprinted from the « American Journal of Botany », vol. 38 No. 1, 38-47, January 1951, Reprinted U.S.A.

GRAVES A. HARMOUNT. — *Breeding Chestnuts For Timber*, Reprinted without change of paging from the « Journal of the New York Botanical Garden », November 1949, vol. 50, No. 599,Sonn. Agricultural Experiment Station.

ID. ID. — *Chestnut Breeding Work Report gor* 1948 *and* 1949, « Consulting Pathology », Conn. Experiment Station, New Haven, Connectituct, Beltsville, Maryland.

ID. ID. — *Chestnut Breeding Work : Report for* 1950, Conn. Agricultural Experiment Station New Haven, Connecticut and Division of Forest Pathology U.S.D.A. Plant Industry Station, Beltsville Maryland.

ID. ID. — *Key to Chestnut Species with Notes on Some Hybrids*, Conn. Agricultural Experiment Station, New Haven, Connecticut and Division of Forest Pathology U.S.D.A. Bestsville, Maryland.

ID. ID. — *Relative Blight Resistance in Species and Hybrids of Castanea*, Reprinted from « Phytopathology », December 1950, vol. XL, No. 12, Accepted for publication August 1, 1950, New Haven 1950.

GRAVES A., HARMOUNT and NIENSTAEDT HANS, *Chestnut Breeding Report for* 1951 *and* 1952, Reprinted, without change of paging from the Report of the Forty-third Annual Meeting of the Northern Nut Growers Association August 25-27, 1952, At Rockport, India 1952.

GRAVES A. HARMOUNT and NIENSTAEDT H. — *Chestnut Breeding Report for* 1953, The Conn. Agricultural Station, New Haven 1953.

GRIFFITHS, D. J. — *Varietal resistance and susceptibility of oats to crown rust*, Repr. from « Plant Pathology », vol. 2, n. 3, 1953.

JONES F. DONALD. — *The Cytoplasmic Separation of Species*, Reprinted from the « Proceedings of the National Academy of Sciences », vol. 37, No. 7 July 1951. The Conn. Agricultural Experiment Station New Haven Connecticut.

JONES KEITH. — *A consideration of certain aspects of cytotaxonomic investigation in the light of results obtained in Holcus*, VIII Congrès International de Botanique 1954, Aberystwyth, Wales.

SCHWARTZ, DREW. — *An Interesting Phenomenon Associated with Irradiation of Dry Maize Seeds*. Repr. from « Science », vol. 119, n. 3079 January 1954.

CALCOLO DELLE PROBABILITÀ

BARTLETT M. S. — *Stochastic Processes,* with special reference to Methods and applications, At the University press, Cambridge 1955.

CARDANO GIROLAMO. — *Liber de Ludo Aleae « The Book on Games of Chance » by Gerolamo Cardano. Translated by Sydney Henry Gould, Notes by Oystein Ore.* Sta con : Ore, Oystein « Cardano, the Gambling Scholar ».

CASTOLDI LUIGI. — *Calcolo ricorrente di coefficienti in un problema elementare di probabilità,* Estr. da « Bollettino della Società Matematica Calabrese », Anno III, n. 3, 15 sett. 1952.

CASTOLDI LUIGI. — *Un problema generale di prove ripetute,* Estr. da « Rendiconti del Seminario della Fac. di Scienze dell'Università di Cagliari », fasc. 1-2-, vol. XXVI, 1954, Cagliari, Soc. Edit. Ital., 1954.

DAVID F. N. — *Studies in the Hystory of probability and Statistics.* I Dicing and gaming (A note on the History or probability), from « Biometrika », vol. 42, parts I and 2 June 1955, Printed in Great Britain.

DURBIN J, STUART A. — *An experimental comparison between coders,* Repr. from « The Journal of Marketing », issue of July 1954.

DURBIN J. — *Non-response and call-backs in surveys,* « 28 Session of the International Statistical Institute », Rome 1954.

ID. ID. — *Some results in sampling theory when the units are selected with unequal probabilities,* Repr. from « The Journal of the Royal Statistical Society », Series B, vol. 15, Part II, 1953.

DURBIN J, STUART A. — *Callbacks and clustering in sample surveys : an experimental study,* Repr. from the « Journal of the Royal Statistical Society », Series A, General, vol. 117, Part IV, 1954.

GOOD I. J., M. A., PH. D. — *Probability and the Weighing of evidence,* Charles Griffin & Company Ltd, London 1950.

GOULD, SYDNEY HENRY, Vedi : CARDANO GIROLAMO. — *Liber de Ludo Aleae « The Book on Games of Chance » by Gerolamo Cardano. Translated by Sydney Henry Gould.*

HAAR D. — *Elements of Statistical Mechanics,* Rinehart & Company, Inc. New York, New York 1954.

HOGBEN LANCELOT M. A. (Cantab), D. Sc. (Lond) F. R. S. — *Change and Choice by Cardpack and Chessboard,* « An Introduction to Probability in practice by visual Aids », Vol I, vol II, Max Parrish & Co. limited, London 1950.

JECKLIN H. — *Einleitendes Referat,* da « Dialecticä », vol. 7, n. 4, 15 dicembre 1953.

KENDALL M. G. — *Studies in the History of probability and Statistics. II The Beginning of a probability calculus,* from « Biometrika », vol. 43 Parts I and 2 June 1956, Printed in Great Britain.

KENDALL M. G. and DURBIN J. Vedi : DURBIN J.

KENDALL M. G., STUART A., DAVID S. T. Vedi : DAVID S. T.

KOLMOGOROV A. N. — *Foundation of the Theory of Probability,* Edit. Chelsea, New York.

MEYER H. A. — *Symposium on Monte Carlo Methods,* John Wiley & Sons, Inc. New York, 1956

ORE OYSTEIN. — *Cardano, the Gambling Scholar. With a translation from the latin of Cardano's Book on games of chance, by Sydney Henry Gould.* Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1953.

RICHTER HANS. — *Zur Begründung der Wahrscheinlichkeitsrechnung*, Sonderdruck : « Dialecticä », vol. 8, n. 1, 1954.

ID. ID. — *Zur Groundlegung der Wahrscheinlichkeitstheorie*, (Math. Annalen, Bd. 128, 1954.

ID. ID. — *Rischio e certezza*, Milano-Firenze, Electa Editrica S. p.a., 1954.

SCHELLING VON HERMANN. — *Coupon Collecting for Unequal Probabilities* da « The American Mathematical Monthly », vol. LXI, No 5, May 1954.

SUKHATME, PANDURANG V. — *Sampling theory of surveys with applications*, Rome, F.A.O.

TODHUNTER I. — *A History Mathematical Theory of probability*, Edit. Chelsea, New York.

DEMOGRAFIA

ANDERSON, C. ARNOLD Vedi : SCUDDER, RICHARD, ANDERSON C. ARNOLD. — *Migration and vertical occupational mobility.*

ARCA PARRO ALBERTO. — *El medio geografico y la poblacion del Peru*, Lima, 1945.

BARCLAY GEORGE W. — *Colonial Development and Population in Taiwan*, Princeton, New Jersey Princeton University Press, 1954.

BELTRAMI DANIELE. — *Storia della popolazione di Venezia dalla fine del secolo XVI alla caduta della Repubblica*, Padova, Cedam, 1954.

BORRIE, WILFRID DAVID. — *Italians and Germans in Australia. A study of assimilation*, Melbourne, F. W. Cheshire 1954.

CONSEIL DE L'EUROPE, Strasbourg. — *Réfugiés et excédents de population*, 1953

DAS S. R. — *A mathematical analysis of the phenomena of human twins and higher plural births, Part I : Twins* in « Metron », Rivista Internazionale di Statistica, vol. XVII, n. 1-2-, 31-XIL-1953, Amministrazione del « Metron », Università, Istituto di Statistica, Roma.

DEL BO DINO. — *L'emigrazione nell'attuale momento internazionale*, A cura del Banco di Roma, 1956.

DE VITA AGOSTINO. — *Tendenze demografiche e loro riflessi economici*, Estr. da « Il Politico », sett. 1954.

ID. ID. — *Diccionario demografico plurilingue. Edición provisional (Junio de 1954). Version española*, «Estudios de poblacion », n. 19, Nueva York, Naciones Unidas, 1954.

DICE R. LEE. — *Relationship Between Frequency Index and Population Density*, Reprinted from « Ecology », vol. 29, No. 3, July 1948, Printed in U.S.A.

ID. ID. — *Dictionnaire demographique multilingue. Edition provisoire (juin 1954). Volume français*, « Etude demographique », n. 19, New York, Nations Unies, 1954.

DORNBUSCH M. SANFORD and SCHMID F. C. and MILLER A. V. — *Population Growth and Distribution State of Washington*, Washington State Census Board Seattle 1955.

EATON W. JOSEPH and MAYER J. ALBERT, — *Man's Capacity to Reproduce The Demography of a unique population*, « The Free Press », Glencoe Illinois 1954.

FEDERICI NORA. — *Aspetti della situazione demografica italiana in base ai primi risultati del censimento del* 1951, Estratto da « Moneta e Credito », n. 23, Rivista trimestrale della Banca Naz. del Lavoro, Roma 1953.

ID. ID. — *Fattori Sociali ed omogeneizzazione nel comportamento demografico* « Statistica » presso la Casa Cappelli, Bologna, Ottobre 1955.

ID. ID. — *La struttura per sesso della popolazione attiva e le sue prospettive future*, Estratto da « Rassegna di Statistiche del Lavoro », Anno VII, n. 1, gennaio-febbraio 1955, Tip. F. Failli, Roma 1955.

ID. ID. — *Osservazioni sull'evoluzione temporale di alcune caratteristiche della mortalità e sul problema della super-mortalità maschile*, 28 Session de l'Institut International de Statistique, Rome 1954.

ID. ID. — *Per una indagine sulle attuali caratteristiche dello spopolamento montano*, in « Statistica », n. 4 Anno XIV, ottobre-dicembre 1954, Arti Grafiche F. Cappelli, Rocca San Casciano, 1954.

ID. ID. — *Recenti previsioni sul futuro sviluppo demografico dell'Italia*, da « Moneta e credito », I trimestre 1954.

ID. ID. — *Recenti previsioni sul futuro sviluppo demografico dell'Italia*, Estratto da « Moneta e Credito » n. 25 ; Rivista trimestrale della Banca Nazionale del Lavoro, Roma 1954.

FUCHS RENATO. — *Lo sviluppo, demografico di Trieste dalle origini della città ai giorni nostri*, Estr. da « Rivista Mensile della città di Trieste », ott.-nov. 1954.

G. C. DR. — *In tema di Birth-Control, Concetti, novità e relative considerazioni*, « Rivista Medica per il Clero a Parigi », 16, Bologna, lugl. 1955, dic. 1955.

GIL B. — *Jewish Rural Population Growth and Structure*, Central Bureau, « Jerusalem School of Law and Economics », Tel Aviv, Israel, april 25-may 10, 1956.

GINI CORRADO. — *Un'inchiesta sugli emigrati italiani in America*, Estr. da « Mondo Economico », Anno X, n. 1, 1955, I Gennaio.

GIRARD ALAIN, STOETZEL JEAN. — *Français et immigrés. L'attitude française. L'adaptation des Italiens et des Polonais*, Institut National d'etudes démographiques, « Travaux et Documents », Cahiers, n. 20, Paris, Presses Universitaires de France, 1954.

ID. ID. — *Nouveaux documents sur l'adaptation. Algériens Italiens, Polonais. Le Service social d'aide aux émigrants*. « Institut National d'études démographiques. Travaux et Documents », Cahier, n. 20, Paris, Presses Universitaires de France 1954.

HARRISON R. G. — *Studies on Fertility* 1955, Being vol. VII of the Proceedings of the Society, Blachwell Scientific Publications, Oxford 1955.

HARRISON G. R. Editor. — *Studies on Fertility*, Blackwell Scientific Publications, Oxford 1954.

HENRY, L. — *Fondements théoriques des mesures de la fécondité naturelle*, Extr. de la « Revue de l'Institut International de Statistique », 1953 : 3

HENRY LOUIS. — *Fécondité des Mariages, (Nouvelle méthode de mesure)*, Travaux et Documents, Cahier n. 16, Presses Universitaires des France, Paris, 1953.

HENSHAW PAUL S. — *Adaptive Human Fertility*, McGraw-Hill Book Company, Inc., New York 1955.

HERSCH, L. — *Les limites d'une importante contribution critique à la démographie potentielle*, Extr. de la « Revue de l'Institut International de Statistique, 1952 : I.

JEFFERY, J. R. Vedi : CARRIER, N. H., JEFFERY J. R. — *External migration. A study of the available statistics* 1815-1950.

KANTNER, JOHN F., POTTER ROBERT G. JR. — *Social and psycological factors affecting fertility*, Repr. from « The Milbank Memorial Fund Quarterly », July 1954, vol. XXXII, n. 3.

KLUCKHOHN, CLYDE Vedi : SPUHLER J. N., KLUCKHOHN, CLYDE. — *Inbreeding coefficients of the Ramah Navaho population.*

KULLDORFF GUNNAR. — *Migration Probabilities.* — Lund Studies in Geography Ser. B Human Geography, No 14, The Royal University of Lund, Sweden, Departments of Geography and Statistics, Lund 1955.

KUZNETS, SIMON and RUBIN, ERNEST. — *Immigration and the Foreign Born*, Occasional Paper, 46, National Bureau of Economic Research, Inc., 1954.

ID. ID. — *Interrelations (the) of demographic, economic, and social problems in selected underdeveloped areas. Proceedings of a round table at the* 1953 *Annual Conference of the Milbank Memorial Fund*, New York, Milbank Memorial Fund, 1954.

LEIBENSTEIN HARVEY. — *A Theory of Economic Demographic Develipment*, Princeton University Press, Princeton 1954.

LENZI ROMOLO. — *Sulla natimortalità*, da « Statistica », gennaio-marzo 1954.

MACCANNEL H. EARLE VAN ARSDOL jr. D. M. and SCHMID C. F. — *Mortalitity Trends in the State of Washington*, Washington State Census Board Seattle 1955.

MAROTTA M. — *Statistica*, « Rassegna demografica della Sardegna », Ichnusa n. 12, 1956, Sassari 1956.

ID. ID. — *Trends and differentials in mortality*, Papers presented at the 1955, Annual Conference of the Milbank Memorial Fund, Milbank Memorial Fund, New York 1956.

MILBANK MEMORIAL FUND. — *Trends and differentials in mortality*, Papers presented at the 1955, Annual Conference of the Milbank Memorial Fund, Milbank Memorial Fund, New York 1956.

MILLER A. VINCENT and SCHMID F. C. and DORNBUSCH. — *Population Growth and Distribution State of Washington*, Washington State Census Board Seattle 1955.

MONTANUCCI MANLIO. — *Il controllo delle nascite, problema economico e sociale*, Estr. da « La Mercanzia », n. 6, Giugno 1952.

MULLER KARL VALENTIN. — *Heimatvertriebene Jugend*, Beihefte zum Jahrbuch der Albertus Universität Konigsberg, Pr. II, Holzner, Verlag, Würzburg 1956.

MULLER VALENTIN K. — *Heimatvertriebene Jugend (Beihefte zum Jahrbuch der Albertus Universitat Konigsberg*, Pr. II, Edit. Holzner-Verlag, Kitzingen-Main 1953.

MULTILINGUAL *demographic dictionary. Provisory edition (June* 1954), *English volume.* « Population Studies », n. 19, New York, United Nations, 1954.

OKASAKI AYANORI. — *A Propos de la Mortalitè Mnfantile au Japon*, da « Courrier du Centre International de l'Enfance », vol. III n. 3 Mars 1953.

Id. Id. — *La grande Industrie et la population des ouvriers d'Usine du Japon*, Institut d'étude des problèmes démigraphiques, Tokio, Japon 1954

Petersen William. — *Planned Migration, the social determinants of the dutch-canadian movement*, University of California press Berkeley and Los Angeles, 1955.

Pinto de Moura Gastao Quartin. — *Relatorio sobre as tabuas de mortalidade relativas ao qüinqüênio* 1949-1953, Instituto de Resseguros do Brasil, Publicaçao No. 59, I.R.B., Departamento de Impresa Nacional Rio de Janeiro, Brasil 1956.

Potter Robert G. Jr. Vedi: Kantner, John F, Potter Robert. G Jr. — *Social and psychological factors affecting fertility.*

Previsioni sul futuro sviluppo della popolazione italiana, Estr. da « Quaderni di studi e notizie della Edison », n. 180, ott. 1954.

Riemer Ruth and Kiser Clyde V. — *Social and Psychological Factors Affecting Fertility*, da « The Milbank Memorial fund Quartely », vol. XXXII, April 1954.

Salvemini Tommaso. — *L'emigrazione*, da « Atti della XXVI Settimana Sociale dei Cattolici di Italia », Roma, 1954.

Id. Id. — *Conseguenze demografiche ed economiche delle migrazioni* da : « Studium », Aprile 1954.

Savorgnan Franco. — *Bertillon e Gumplowicz. Considerazioni sociologiche sulla diminuzione delle nascite in Francia*, Estr. da « Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica », vol. VIII, n.ri 1-2, gennaio-giugno, 1954.

Id. Id. — *Gli oroscopi demografici*. Estr. da « Statistica », Anno XIV, n. 3, luglio-settembre 1954.

Schmid F. Calvin MacCannel H. E. and van Arsdol Jr. D. M. — *Mortality Trends in the State of Washington*, Washington State Census Board, Seattle 1955.

Schmid F. Calvin Miller A. V. and Dornbusch. — *Population Growth and Distribution State of Washington*, Washington State Census Board, Seattle 1955.

Spencer James, Walton W. S., Miller F. J. W., Court S. D. W. — *A thousand Families in Hewcastle upon Ryne. An approach to the study of health and illness in children*, London-New York-Toronto, Oxford University Press, 1954.

Spiegelman Mortimer. — *Introduction to Demography*, « Society of Actuaries », Textbook, The Society of Actuaries. Chicago 1955.

Stoetzel Jean Vedi : Girard Alain, Stoetzel Jean. — *Français et immigrés. L'attitude française. L'adaptation des Italiens et des Polonais.*

Sylos-Labini Paolo. — *L'emigrazione dal Mezzogiorno verso il Centro ed il Settentrione.*

Viet-Man. — *Une des plus grandes migrations volontaires de l'histoire*, Edition spéciale du Courrier du Viet-Man, Année 1955.

Whelpton Pasc, al K. — *Cohort Fertilitynative White Women in the United States*, Edit. Princeton University Press Princeton, New Jersey, 1954.

Yntema Luitzen. — *Mathematical models of Demographic analysis*, J. J. Groen & Zoon N. V., Leiden 1952.

Yntema L. — *The Graduation of net fertility tables*, da « Boletim Instituto dos Actuarios Portugueses », Ano VIII, n. 8 Dezembro 1953.

DIRITTO

Annali della Università di Macerata. A cura della Facoltà Giuridica, Vol. XIX Macerata, 1955.

Binder Julius. — *La fondazione della filosofia del diritto*, Einaudi editore Torino

Bonnichon Pére André. — *Le droit de la Chine Communiste*, Commission Internationale de Juristes, La Haye.

Del Vecchio Giorgio. — *Diritto ed economia*. Roma, Ed. Studium, 1954.

Id. Id. — *Mutualitá ed eternità del diritto*, da : « Jus » Rivista di Scienze Giuridiche, Anno V° fasc. 1, Marzo, 1954, Nuova serie.

Fraga Iribarne Manuel. — *La politica, la razon y la moral*, Rivista general de legislacion y Jurisprudencia, Instituto Editorial Reus, Madrid, 1955

Greco Paolo. — *Riflessi giuridici della pianificazione economica in regime democratico*, da : « Accademia Nazionale dei Lincei », Anno CCCL°, 1953 Quaderno n. 30.

Herrera Figueroa Miguel. — *Justicia y Sentido*, Universidad Nacional de Tucuman, ano, 1955.

Lins Mario. — *Search for the functional invariants of law*, Rio de Janeiro, 1955.

Loy Donà Guglielmo. — *Tu sarai legislatore*, Editore, Ludovigo Puglielli, Roma, 1954.

Ministero dell' Industria e del Commercio, Direz. Gen. del Commercio Interno. — *Disciplina giuridica del commercio interno. Raccolta delle disposizioni legislative ed amministrative*. Roma, Ist. Pol. dello Stato, 1954.

Monaco Riccardo. — *La Disciplina Giuridica Internazionale dell'Aviazione Civile*, Centro per lo sviluppo dei trasporti Aerei, Roma, 21 ottobre, 1955.

Mortati Costantino. — *Il diritto al lavoro secondo la costituzione della Repubblica*, Estratto dagli « Atti della Commissione parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. IV, Tomo I, Camera dei Deputati, Roma, 1953.

Nava Nino. — *Il fondamento della responsabilità*, Collana di nonografie giuridiche e storiche n° 17, Bassi & Nipoti, Modena, 1956.

Orecchia Rinaldo. — *Convegno della Società Italiana di Filosofia del diritto*, da : « Rivista Internazionale di Filosofia del Diritto », Anno XXX 1953, fasc. IV°.

Oscar E. Cocca. — *La propriedad de la tierra a la luz del cerecho Constitucional argentino*, Editorial Bibliografica Argentina, Buenos Aires, Imprenta de la Universidad de Cordoba, 1952.

Poldervaart Arie. — *Manual for effective New Mexico legal research*, Albuquerque, 1955.

Portes Gil Emilio. — *Declaracion Universal de los Derechos del Hombre*, Mexico, 1955.

Sykes E. I., B.A., LL.M. — *Payement of Debts by Executors in Queensland*, University of Queensland Papers, Departiment of law, vol. 1 n° 3, The university of Queensland Press. Brisbane, 1955.

Yocca Jose. — « *Del contrato oneroso de renta vitalicia* » *del codigo civil argentino*. Cordoba, Argentina, Impr. de la Universidad, 1949

Id. Id. — *Del usufructo en el codigo civil argentino*. Publ. en la : « Revista de la Facultad de Ciencias Economicas », Sept.- Oct. 1952.

ECONOMIA

Adams A. A., Dreddaway W.B. — *The British Economy, A longer view,* Reprint Series n. 90, University of Cambrifge, 1955

Adler S. — *External impact of economic development in U.S.A.,* Reprint series nº 86, University of Cambridge, Department of Applied Economics, 1955 from: "The Bulletin of the London and Cambridge Economic Service", n.s., nº II, Sept. 1954, published in "The Times Review of Industry"

Agence Européenne De Productivité. — *Deuxième programme d'action,* 1954-1955. Paris, O.E.C.E., 1954.

Aitchison J. and Brown J. A. C. — *A Synthesis of Engel Curve Theory,* Reprint Series nº 92, This Paper appeared in The of Economic Studies. vol. XXII I, nº 57, 1955, University of Cambridge Department of Applied Economics, 1955.

Id. Id. — *An estimation problem in quantitative assay,* Reprint Series, nº 87.

Allais M. — *Les fondements comptables de la Macro-Economique,* Les équations comptables entre quantitiés globales et leurs applications, Presses Universitaires de France, Paris, 1954.

Almendras Domingo. — *Curvas de concentracion, Distribucion de Pareto Applicaciones a la distribucion de sueldos de empleados particulares* (1943-45 *y de la administracion civil fiscal y a distribucion de las propiedades agrarias* in « Estad Chilena » a. XIX nº 5 Imprenta Litografia Universo S.A. Santiago De Chile, Maggio, 1946.

Ambrosini Antonio. — *La lotta per la conquista delle vie aree mondiali e l'interesse dell'Europa,* Centro per lo sviluppo dei trasporti aerei, Parigi, 11, ottobre, 1955.

Id. Id. — *La lotta per la conquista delle vie aeree mondiali e l'interesse dell'Europa,* Relazione presentata alla II Conferenza aeronautica Italo-francese Leonardo da Vinci, Centro per lo sviluppo dei trasporti aerei, Parigi, 11 ottobre, 1955.

Amoroso Luigi. — *Il palazzo degli Economisti nel pensiero di M. Pantaleoni.* Quaderni della Rassegna Economica del Banco di Napoli, Estratto dalla Rivista « Rassegna Economica » nº 2 ,aprile-giugno, 1956.

Id. Id. — *The Flexibility of the Productive System,* Estract from the "Review of the Economic Conditions in Italy" issued by the Banco di Roma, vol. X nº 1 January, 1956, Roma, 1956.

Anderson C. Arnold. — *Economic status differentials within southern agriculture.* Repr. from: "Rural Sociology", vol. 19, n. 1, march, 1954.

Anderson C. Arnold, Brown James C. ,Bowman Jean. — *Intelligence and occupational mobility,* repr. from: "The Journal of Political Economy", vol. LX, n. 3, June, 1952.

Antonioletti Mario. — *Los Pagos Internacionales y el Control de Cambios,* Universidad de Chile Escuelas de Temporada, Editorial Universitaria, S.A. Santiago, 1954.

Angelopoulos Angelos. — *Le Planisme face au Libéralisme Réponse à quelques critiques.* Tiré a part des: « Annales de l'Économie collective », Nos 493-496, 1954.

Id. Id. — *L'atomo unirà il mondo?* Aspetti economici, sociali e politici dell'era atomica, Giulio Einaudi Editore, Torino, 1956.

ANTONELLI G. B. — *Sulla Teoria Matematica della Economia politica* (1886), Ed. Malfasi, Milano, 1952.

C.I.S.P. — *Archivio Economico dell'Unificazione Italiana*, Roma, 1956, vol. I, G. DE MEO, A. PERCUOCO, C. LIVI, G. PARENTI, B. ROSSI RAGAZZI, A. UGGÈ, G. DE MEO, U. TUCCI, Editore ILTE, Torino, 1956.

ASSOCIAZIONE BANCARIA ITALIANA. — *Il costo del denaro in Italia in Francia e in Germania*, Bancaria, Roma, 1954

AUBOIN ROGER. — *The bank for international settlements*, 1930-1955, Essays in International Finance, nº 22, may, 1955.

BAFFI P. OCCHIUTO A. — *Osservazioni sull'andamento della circolazione*. Estr. : Contributi all'analisi di alcuni fenomeni trattati nella relazione annuale, Servizio studi economici della Banca d'Italia, Roma, marzo, 1954

BALDRICH ALBERTO. — *La oligarquia capitalista extranjera en Latino America. Su crisis y sustitucion*, Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Economicas.

ID. ID. — *Libertad y determinismo en el advenimiento de la sociedad politica argentina*, Actas del primer Congreso Nacional de Filosofia, Mendoza, Argentina, marzo, 30, abril, 9, 1949.

BANCA D'ITALIA. — *Servizio Studi Economici*. Contributi all'analisi di alcuni fenomeni trattati nella relazione annuale del governatore, Tipografia della Banca d'Italia, Roma, marzo, 1954.

BANCA NAZIONALE DEL LAVORO. — *Scambi Mediterranei. Scambi commerciali con i Paesi del Mediterraneo e del Medio Oriente*, Banca Nazionale del Lavoro, 1954.

BANCO CENTRAL DE RESERVA DE PERU'. — *Renta Nacional del Perù*, 1942-1952, 1954.

BANQUE INTERNATIONALE PÈUR LA RECONSTRUCTION ET LE DÉVELOPPEMENT.
— *Extraits du neuvième Rapport Annuel*, 1953-1954.

BATTARA PIETRO. — *Esame crito della definizione corrente di rendito nazionale*.

ID. ID. — *Servizi e prestazioni nella definizione del reddito nazionale*, Economia Internazionale presso la Camera di Commercio, Genova, novembre, 1955

BECHERATH Von HERBERT. — *Grossindustrie und Gesellschafts ordnung. Industrielle und politische Dynamik*, Tubingen, Zürich, J.C.B. Mohr (P. Sie Beck), Polygr. Verlag Ag., 1954.

BELLETTINI ATHOS. — *Ricerche sulla distribuzione dei redditi familiari nelle categorie economico-sociali del Comune di Ferrara*, Estratto da « nº 3 Anno XV, luglio, settembre, 1955, Casa Editrice L. Cappelli, Bologna, 1955.

BENTZEL RAGNAR. — *"Inkomstfordlningen iSverige"*. Utevecklingslinjer i Svensk Ekonomi, Victor Pettersons Bokindustri, Stockholm, 1952.

BERGESTROM A.R. — *An Econometric Study of Supply and Demand for New-Zealand's Exports*. Reprint Series nº 99, This paper appeared in "Econometrica" vol. 23 July, 1955, University of Cambridge Depart, of Applied Economics, 1955.

BERGONZINI LUCIANO. — *L'inganno delle aree depresse*. Estr. da : « Emilia », febbraio, 1955.

BERGSON ABRAM. — *Soviet National income and product in* 1937. New York, Columbia University Press, 1953.

BIANCHI TANCREDI. — *I sistemi bancari esteri*, da : « Risparmio ».

Billeter Ernest P. — *Proposition of a new method of measuring the value of money.* 17th European Meeting Econometric Society.

Bloomfield Arthur I. — *Speculative and Flight Movements of Capital in Postwar International Finance,* Princenton Studies in Internarional Finance, 3.

Bonifacio Giorgio. — *Il costo della vita.* Sta in : Fattori condizionanti della Zona Franca.... pp. 11-27.

Bordin Arrigo. — *La programmazione lineare nella Industria,* con una introduzione di A. Bargoni a cura da B. Giardina, A. Longo e S. Ricossa, Ediz. Unione Industriale di Torino, 1954.

Boschan Paul. — *The Rich Middle, Income Classe* da « Fortune », mag. 1954.

Brown B.C. — *Industrial production in* 1935 *and* 1948. Repr. from : "London and Cambridge Economic Bulletin", December, 1954.

Brown J.A.C. — *Economics, Nutrition and Family Budgets,* reprint Series nº 96, University of Cambridge Department of Applied Economics 1955 Proceedings of the Nutrition Society, Cambridge, 1955.

Id. Id. — *The consumption of food in relation to household composition and income,* reprint Series nº 89.

Brown James C. Vedi: Anderson C. Arnold, Brown James C. and Bowman Mary Jean. — *Intelligence and occupational mobility.*

Buck Hart. — *Freedom To Shop Around,* Irvington-on-Hudson, New York, The Foundation for Economic Education. Inc., 1954.

Burns Arthur F. — *The frontiers of Economic Knowledge,* Princeton, Princeton University Press, 1954.

Cambino Amedeo. — *Money Supply and Interest rate in recent Macro-Economic conceptions,* Extract from the : "Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review". Banca Nazionale del Lavoro nº 30, September, 1954, Rome.

Camera dei Deputati. — *Relazione Generale sulla Situazione Economica del Paese,* presentata dal Ministro del Bilancio (Vanoni) e dal Ministro del tesoro (Gava), presentata il 20-3-1954.

Camera di Commercio Industria Agricoltura di Firenze. — *La frammentazione Fondiaria nella Provincia di Firenze,* a cura dell'ossercatorio di « Economia Agraria per la Toscana », Firenze, 1953.

Cappa Paolo. — *Progressi e problemi dell'industria italiana,* relazione, per per la X Commissione permanente della Camera dei deputati et ecc.. Tipografia della Camera dei deputati, 1955.

Caranti Elio. — *Le classi sociali nelle ricerche di mercato,* « Studi di mercato» nº 3º

Carbano De Kretschmer Elba. — *Anális del comercio triguero el mercato del Brasil.* Ministerio de Educación-Universidad de Buenos Aires, Facultad de Agronomía y Veterinaria. Escuela de Agronomía,. publicación nº 2, Buenos Aires, Imprenta Coní, 1953.

Castro O. — *Inspection of investment of production loans in the province of Manabí, Ecuador,* International Center for Training in agricultural economics and Statistics, Rome, 16 January, 12 May, 1956.

C.I.S.P. — Centro per lo Sviluppo dei Trasporti Aerei. *Dibattiti sull'aviazione civile,* raccolta delle Conferenze tenute ai « Venerdì Aeronautici », Arti Grafiche, Roma, 1956.

Charnes A. — *Lectures on the Mathematical Theory of Linear Programming.* Sta in : "Introduction (AN) to Linear Programming".

CHESSA FEDERICO. — *L'attività umana e le teorie economiche*, collana di saggi di economia e storia economica, Dott. A. Giuffré Editore, Milano, 1956.

C.I.R. — Segreteria Generale, *Il bilancio economico nazionale*, 1953. Roma, Ist. Pol. dello Stato, 1954.

CLARK COLIN. — *Lo sviluppo dell'economia italiana. (L'incremento del reddito reale per uomo-ora dal* 1901 *al* 1953), Estr. da : « Moneta e Credito », 3° trimestre, 1954.

COCORULLO PIO. — *Fondamenti di economia politica, « Il bene sociale »*. Napoli, Conte, 1954.

COMMISSIONE (LA). — *Economica per l'Europa. Pubblicato a cura della Divisione Pubblicità delle Nazioni Unite.*

COMMITTEE FOR ECONOMIC DEVELOPMENT. — *Defense Against Recession : Policy for Greater Economic Stability*, New York, March, 1954.

C.I.S.P. — Comitato Internazionale per la Ricostruzione, *Segreteria per il programma di sviluppo economico*. Lineamenti del programma di sviluppo dell'occupazione e del reddito in Italia Istituto Poligrafico dello Stato, Roma, 1956.

C.I.S.P. — Comunità Europea del Carbone e dell'Acciaio, *Comunità sopranazionale contributo all'integrazione economica generale*, Atti, Servizio Informazione dell'Alta Autorità ,Ufficio di Roma, 15-16-17 Dicembre, Napoli, 1955.

Conférence des Nations Unies sur l'étain 1950 *et* 1953. *Résumé des débats*. New York, Nations Unies, 1954.

COOPER W.W., HENDERSON A. — *An Economic Introduction to Linear Programming*. Sta in : "Introduction (AN) to Linear Programming".

COPPOLA D'ANNA FRANCESCO. — *La Carta dell'Avana e l'accordo generale sulle tariffe doganali e sul commercio*. Roma, 1954.

ID. — *Il rapporto Randall sulla politica economica estera degli Stati Uniti di America*. Estr. da : « Rivista di Politica Economica », anno XLIV, Serie III, fasc. III, marzo, 1954.

ID. — *Il piano Beyen, il progetto di statuto della comunità politica e l'integrazione economica dell'Europa*. Estr. da : « Rivista di Politica Economica », anno XLIV, serie III, fasc. I, gennaio, 1954.

ID. — *Considerazioni sulla politica commerciale degli Stati Uniti*. Estr. da : « Studi Economici », anno VIII, n° 5, sett.-dicem. 1953, Napoli, 1953.

CORBINO EPICARMO. — *Prospettive economiche dell'applicazione pacifica dell'energia nucleare*, a cura del Banco di Roma, Roma, 1955.

CORNA PELLEGRINI MARGHERITA. — *I nostri bambini*, Istituto « La casa », Milano, 1955.

COSTANTACATOS MARINOS EVANGHELOU. — *Money and Credit, volume one* Athens, 1953.

CURTIS BOK DEREK. — *The First Three Years of the Schuman Plan*, Princeton Studies in International Finance, n° 5, International Finance Section Department of Economcs and Sociology, Princeton University, 1955.

GAGUM CAMILO. — *La funcion de demanda de algunos bienes de consumo en la Republica Argentina : su elasticidad-flexibilidad del precio*, Direccion General de publicidad de la Universidad Nacional de Cordoba, Republica Argentina, 1955.

D'ALESSANDRO LUIGI. — *Impianto a scorta nella produzione di beni a domanda stagionale*, Abbacco Editore, Roma, 1956.

DEANE PHYLLIS. — *The implications of early national income estimate for the measurement of long-term economic growth in the united kindom* Reprint Series nº 109, University of Cambridge Department of Applied Economics, 1956.

DELL'AMORE GIORDANO. — *Le funzioni dei sistemi bancari nell'economia contemporanea*, Istituto di Economia Aziendale, Estr. da : « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », nov. dic., 1953, Casa Editrice, Antonio Giuffré, Milano, 1955.

DELENS ALBERT H.R. — *L'analisi del mercato. Metodi e tecniche di ricerca di mercato*. Traduzione di Giuseppe Ratti. Torino, Edizioni Scientifiche Einaudi, 1954.

DEMARIA GIOVANNI. — *Econometria*, Estratto dal dizionario di « Economia Politica », Edizioni di Comunità, Milano.

ID. ID. — *Teoria de prezzi di supporto in agricoltura*. Estr. da : « Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali », anno I, 1954, nº 1-2.

DE MICHELI ALIGHIERO. — *Possibilità, prospettive e problemi dello sviluppo dell'industria italiana*, a cura del Banco di Roma, Roma, 1956.

DI FENIZIO F. — *I fattori essenziali dello sviluppo economico*, 8º convegno di studi di economia e politica industriale, Sorrento, 6-7-8 ottobre, 1956. Tip. F. Failli, Roma, 1956.

DI NARDI G. — *Le politiche d'impiego dei mezzi per lo sviluppo ecomomico*, 8º Convegno di studi di economia e politica industriale, Sorrento, 6-7-8, ottobre, 1956, Tip. F. Failli, Roma, 1956.

D'IPPOLITO GIOVACCHINO. — *A proposito dei rapporti di durata*, estratto dal volume : « Atti del IV Convegno si studi di statistica Aziendale », Prato, 8-9 novembre, 1955, Dott. A. Giuffré Editore, Milano, 1956.

ID. ID. — *L'equilibrio evolutivo del soggetto economico nel mercato* : *Cinematica e dinamica economica* ». « Rivista di Politica Economica », Tip. delle Terme, Roma, 1955.

DOVRING FOLKE. — *Land and Labor in Europe* 1900-1950. *A comparative survey of recent Agrarian History* With a Chapter on Land Reform as a Propaganda Theme, By Karin Dovring, Martinus Nijhoff, The Hague, 1956.

DUPRIEZ LÉON H. — Vedi : *Progrès (Le) Economique. Rapports et comte rendu d'un colloque organisé par l'Association Internationale des Sciences Economiques, Publié par Léon Dupriez....*

ECHAVARRIA MEDINA JOSÉ. — *Naciones Unidas*, "La condiciones sociales del desarollo economico ». Comision Economica par America Latina, Bagotà Columbia, 29 de agosto de 1955.

C.I.S.P. — Econometrie, *Colloques internationaux du Centre National de la Recherche Scientifique*, Vol. XL, Paris, 12-17 mai, 1952, Editions du Centre National de la Recherche Scientifique, Paris, 1953.

Economic Activity Analysis. Vedi : MORGENSTERN OSKAR, *Economic Activity Analysis*.

Economic Development and Cultural Change, vol. III nº 1, ottobre, 1954, Research Center in Economic Development and Cultural Change, The University of Chicago.

ID. — ID. — Vol. III Nº 2, January 1955, Research Center in Economic Development and Cultural Change, The University of Chicago.

ID. ID. — Vol. III, Nº 3, April 1955, research Center Economic Development and Cultural Change, The University of Chicago.

ECUADOR. — *Junta Nacional de Planificacion y coordinacion economica*, Azuay y Canar, Desarrollo economico situacion agraria y forestal, Editorial Casa de la Cultura Ecuatoriana, Quito, 1956.

FABRICANT SALOMON. — *Economic Progress and Economic Change*, New York, National Bureau of Economic Research, Inc., 1954.

Facteurs (Les) du progrès économique. Bulletin International des Sciences Sociales, « Revue trimestrielle », vol. VI, nº 2, 1954, U.N.E.S.C.O., 1954.

FALLEUR RICHARD. — *Les Rémunérations des salariés* 1948-1953. Institut de Sociologie Solvay, contributions a l'étude de la conptabilité nationale de la Belgique, les Editions de l'institut de Sociologie Solvay, Bruxelles, 1955.

FARRELL M.J. — *An application of activity analysis to the theory of the firm*. Reprint series nº 84, University of Cambridge. Department of Applied Economics, 1954, from : "Econometrica", vol. 22, nº 3, July 1954.

ID. ID. — *Some aggregation problems in demand analysis*. Reprint. series nº 81 University of Cambridge. Department of Applied Economics, 1954

FARRELL M. J. — *The demand for motor-cars in the United States. Reprint Series* No. 83, University of Cambridge. Department of Applied Economics 1954.

ID. ID. — *Fattori condizionanti della Zona Franca*. 1. *Il costo della vita*. 2. *Il regime valutario*. Accademia di Studi Economici e Sociali « Cenacolo Triestino », n. 2.

FERRARI G. — *La provincia di Verona*. — Collana di monografie sulla ricchezza privata delle provincie del Veneto, vol. VII, Ist. di Statistica dell'Univ. di Padova, Cedam, Casa Editrice, Padova 1956.

FORTUNATI PAOLO. — *Condizioni reali ed illustrazioni ufficiali della situazione economica. Discorso pronunciato al Senato della Repubblica nella seduta del 7 luglio* 1954, Roma, Tip. del Senato, 1954.

FOSTER G. E. and TEICHROEW D. — *A sampling experiment on the powers of the records tests for trend in a time-series*, No 46 in the reprint series of the Research techniques unit London School of Economics and political science. This paper appeared in Journal of the Royal Statistical Society, vol. 7 No I 1955.

FRANKLIN, N. N. — *Economics in South Africa*, Oxford University Press.

FRECHET MAURICE. — *Sur l'importance en économétrie de la distinction entre les probabilités rationnelles et irrationnelles*, « Econometrica », vol. 23, No 3 July 1956, Printed in U.S.A.

GALLI RENATO. — *Economia politica*, vol. I, Editore A. Giuffrè, Milano, 1956.

GARRONE NICOLA. — *Le borse valori, Economia, Ordinamento, Tecnica*. Casa Editrice Vallardi, Milano, giugno 1956.

GASPARINI INNOCENZO. — *Alcuni problemi di equilibrio monetario*, da : « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », gennaio-febbraio 1954.

GEDDA LUIGI. — *I problemi economico sociali della popolazione*, Estr. da « L'Economia », gennaio 1955).

GERCHENKRON ALEXANDER. — *Soviet Heavy industry : A dollar index of output*, Estratto da « The Review of Economics and Statistics », vol. XXXVII, No 2, May 1955.

ID. ID. — *A Textbook on the Soviet Economy*, World Politics vol. VII, No 4, July 1955.

GIANNONE ANTONIO. — *A proposito di valutazione della ricchezza*, « Rivista Italiana di Economia Demografica e Statistica », Roma, dicembre 1955.

GILBERT MILTON, KRAVIS, IRVING B. — *An international comparison of national products and the purchasing power of currencies the United States, the United Kingdom, France, Germany and Italy*. Paris, O.E.E.C., 1954.

GINI CORRADO. — *Difficoltà finanziarie ed evoluzione economica*, da « Rivista di Politica Economica », maggio 1954.

GIOLITTI ANTONIO. — *Una malattia cronica della Società Italiana : La Disoccupazione*, da « Moneta e Credito », n. 10, 1050, pp. 175-181.

GIRAUD ANDRÉ. — *Civilisation et productivité*, Paris, Libr. Gén. de Droit et de Juris, 1954.

GLANSDORFF MAXIME. — *Théorie générale de la valeur et ses applications en esthétique et en économie*. Institut de Sociologie Solvay. Collection de Sociologie générale et de Philosophie sociale, Bruxelles, Editions du Parthenon, 1954.

GLATZEL H. — *Nahrung und Ernährung*, Altbekanntes und Neuerforschtes vom Essen, 6-11, Tausend, Mit 22 Abbildungen, Springer-Verlag, Berlin 1955.

GORTER WYTZE. — *United States Merchant Marine Policies : Some International economic implications*, Essays in international Finance No 23, June 1955, International Finance Section Department of Economics and Sociology, Princeton Univer., Princeton 1955.

H. VON GRASS. — *Das Forschungsprogramm des Internationalen Expertenkomitees « Wirtschaftliche Eingliederung »*, Internationales Expertenkomitee « Wirtschaftliche Eingliederung », Bad Godesberg 1956.

GRAYSON HENRY. — *The Crisis of the Middle Class*, With a Foreword by Allan G. Gruchy, Rinehart & Company, Inc. New York 1955.

GRILLI CARLO. — *La disoccupazione e lo Stato*, Estr. dal « Corriere dei Costruttori », n. 25.

ID. ID. — *La formazione del valore nelle imprese di Pubblica utilità*, « Quaderni di Studi economici », n. 2 A cura della facoltà di Economia e Commercio dell'Università di Napoli, Napoli 1955.

ID. ID. — *Il prodotto e il problema di massimo nelle imprese del pubblico*, da « Giornale del Genio Civile », fasc. 11° e 12°, novembre-dicembre 1953, e fasc. 1°, gennaio 1954, Roma, 1954.

ID. ID. — *Growth (the) of in idea. Some facts about FEE*. New York, The Foundation, for Economic Education Inc., 1954.

GUAL VILLALBI D. PEDRO. — *La producción lanera e la gestacion y desarrollo de la economia nacional*, Fomento del Trabajo Nacional Servicio Sindical de Alta Cultura Economica, Ediciones Ariel s.l., Barcelona 1941.

ID. ID. — *Lo que está de moda en la Economía : La Productividad*, Fomento del Trabajo Nacional Servicio Sindical de Alta Cultura Economica, Ediciones Ariel s.l. Barcelona 1955.

GUAL VILLALBI PEDRO. — *Politica del Comercio y de los Transportes*, « Los medios del abastecimiento economico », Editorial Juventud, s.a., Barcelona 1950.

GUAL VILLALBI D. PEDRO. — *Un problema de la Post-guerra : Dónde y cómo se emplazaran las industrias*, Fomento del Trabajo Nacional, Servicio Sincical de Alta Cultura economica, Ediciones Ariel s.l., Barcelona 1944.

HABERLER GOTTFRIED. — *A Survey of International Trade Theory*, Special Papers in International Economics, No 1, September 1955, International Finance Section, Department of Economics and Sociology, Princeton University, 1955.

ID. ID. — *Facteurs monetaires affectant la stabilité economique*, Association Internationale des sciences economique, Rome, 6-11 septembre 1956.

ID. ID. — *Peosperität und Depression*, Eine Theoretische Untersuchung der Konjunkturbewegungen, Hand-und Lehrhücher aus dem Gebiet der Sozialwissenschaften, 2, Erweiterte Auflage Mit Eimem Anhang, Polygraphischer Verlag A. G., Zürich 1955.

HAGUE, DOUGLAS C. Vedi : PROGRÈS (LE) *Economique. — Rapport et compte rendu d'un colloque organisé par l'Association Internationale des Sciences Economiques. Publié par Léon H. Dupriez avec la collaboration de Douglas C. Hague.*

HAYEK F. A. — *Economic Myths of Early Capitalism*, da « In Brief », April 1954.

HAZLIT HENRY. — *Return to Gold*, Newsweek, January 4, 11, 18, 25, march 1 and 15, 1954.

HENDERSON A. Vedi : COOPER W. W., HENDERSON A. — *An Economic Introduction to Linear Programming.*

HENON M. — *La structure comptable du prix de revient peut-elle· etre assimilée a un modèle « Microeconomique »*, Centre national de la recherche Scientifique, Séminaire d'Econométrie, 7 Janvrier 1955.

HOOVER HERBERT. — *The uncommon man. (Clippings of Note)*, Irvington-on-Hudson, N. Y., « The Foundation for Economic Education », Inc., 1955.

HOSELITZ BERT F. (e altri). — *Economic Development and Cultural Change*, Vol. III, No 1, No 2, No 3, Research Center in Economic Development and cultural Change, The University of Chicago, Chicago 1955.

HOUTHAKKER, H. S. — *La forme des courbes d'Engel*, Reprint, Series, No 88.

HOUTTE VON ALBERT. — *La Communauté Européenne du Charbon et de l'Acier Communauté Supranationale*, Conférence faite à l'Université de Naples, le 15 décembre 1955.

HOUTTE JEAN VAN. — *Il contributo del Benelux alla edificazione economica dell'Europa*, A cura del Banco di Roma, Staderini, Roma 1955.

HUGGINS H. D. and CHANG E. R. — *Depreciation Policy and the Investment Stream*, Appeared in vol. 5 No 2, of « Social and Economic Studies », Institute of Social and Economic Research, University College, Jamaica.

JACK, D. T. — *Full employment in retrospect*, « The Advancement of Science », vol. IX, n. 34, sept. 1952.

JOHNSON GALE. — *Agricultural Price Policy and International Trade*, Essay in International Finance, No 19, June 1954.

JURGERSEN HARALD. — *Die Westeuropäische Montanindustrie und ihr. Gemeinsamer Markt*, Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen 1955.

KATZ I. SAMUEL. — *Two Approaches to the exchange-rate problem : the United Kingdom and Canada*, Essays in « International Finance », No 26, August 1956. Princeton University Press Princeton, New Jersey 1956.

KOYANAGI K. — *Some case histories of increased production and improved quality through simple techniques in Japanese industry*, A report Submitted to 29th ISI Conference in Rio de Janeiro, Tokyo, Japon 1955

KRAVIS IRVING B. Vedi : GILBERT MILTON, KRAVIS IRVING B. — *An international comparison of national products and the purchasing powr of currencies. A study of the United States, the United Kingdom, France, Germany and Italy.*

KULISCHER, J. M. — *Storia economica del Medio Evo e dell'epoca moderna, Volume I « Il Medio Evo », Volume* II « *L'epoca moderna* », (Biblioteca Storica Sansoni), Firenze, G. C. Sansoni, 1955.

Industrial Relation Section Department of Economics and Sociology Princeton University, « The Influence of Plant Size on Industrial Relations », Princeton, New Jersey 1956.

ISTITUTO PER GLI STUDI DI ECONOMIA. — *Annuario della Congiuntura*, vol. V, 1952-53, Parte seconda, Notizie Internazionali, Direttore Agostino De Vita, Edizioni I.S.E., Milano, Milano 1955.

Income, family size, and the economic level, of the family. — Lobor Review Monthly, January 1940, Bureau of Labor statisties United States Department of Labor, 1940.

Indici e dati relativi ad investimenti in titoli quotati nelle Borse italiame. (1938-1954).

INSTITUT DE SCIENCE ÉCONOMIQUE APPLIQUÉE. — *La croissance du Revenu National Français depuis* 1780, Cahiers Série D. « Le Revenu National », No 7, Paris, I.S.E.A., 1952.

Institut de Sociologie Solvay Université Libre de Bruwelles, « Economie Belge et Comptabilité Nationale », 1948-1954, Groupe d'Études de la Comptabilité Nationale, Bruxelles 1955.

International Association for Research in Income and Wealth. — Milton Gilbert (e altri), « Income and Wealth », Series III, Edited by Milton G., Bowes and Bowes, Cambridge 1953.

IDMZY (Lord). — *Otan. Les cinq premieres annees*, 1949-1954, Bosch-Utrecht, 1954.

LABINI P. SYLOS. — *Appunti sull'analisi marginale*, Università di Sassari Facoltà di Giurisprudenza, Anno Accademico 1955-56, A cura dell'Organismo rappresentativo Universitario sassarese.

LEONTIEF WASSILY. — *Mathematics in economics*, Repr. from « Bulletin of the American Mathematical Society », vol. 60, n. 3, May 1954.

LIVI LIVIO. — *Lo studio del movimento congiunturale e le previsioni in economia*, Università degli studi di Roma, Edizioni « Ricerche », Roma.

LOSCH AUGUST. — *The Economics of Location*. Translated from the second Revised edition by William H. Woglom and W. F. Stolper. Yale University, Press, New Haven 1954.

LUNDBERG ERIK. — *Stabilité internationale et economie nationale*, Association Internationale des Sciences economiques, Rome, 6-11 septembre 1956.

ID. ID. — *International stability and the national economy*. International economic Association, Rome, 6-11 september 1956.

LUTTRELL W. F. — *Some problems of Inter-Plant Cost Comparisons*, National Institute of Economic & Social Research-London, Reprint Series, No 2, Estr. da « Accounting Research », vol. 5, n. 2, April 1954

LUZZATTO FEGIZ GINO. — *La pianificazione in regime democratico*, da « Accademia Nazionale dei Lincei », Anno CCCL, 1953, Quaderno n.ro 30.

MACCOBY ELEANOR E., FIELDER FRANCES. — *Saving among Upper-income Families in Puerto Rico*, University of Puerto Rico Press, 1903-1953, A Social Science Research Center Study.

MACKENROTH GERHARD. — *Die generative Struktur von Bevölkerungen und Zoziaslschichten*, Weltwirtschaftliches Archiv Zeitschrift des Instituts für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Herausgegeben von Dr. rer. pol. Fritz Baade Band 75, Heft, 1, Hoiimann & Campe, Verlag-Hamburg.

MAGAUD CHARLES. — *L'Economie Mondiale et la Nation*, Préface de Maurice Byé, Société d'Edition d'enseignement Supérieur, Paris 1954.

MAGGI RAFFAELLO. — *Su alcuni aspetti logici dello sviluppo economico.*

MAIWALD K. — *The effects of maintained consumption in the unemployed sector*, Reprint Series No 95, University of Cambridge 1955.

MARRAMA VITTORIO. — *Sui fattori determinativi dello sviluppo economico delle aree arretrate*, da « Rivista di Politica Economica », maggio 1954.

MARTINS, C. M. ALVES. — *Rendimentos e desigualdade económica*, Publ. en « Las Ciencias », Año XVIII, n. 3, Madrid, C. Bermejo 1953.

MCLEOD A. N. — *Commento all'articolo di H. W. Singer*; Supplemento alle « *Informazioni SVIMEZ* », sui problemi dei Paesi economicamente sottosviluppati, n. 2, gennaio 1953.

MEADE E. JAMES. — *The Belgium-Luxembourg economic Union*, 1921-1939, *Lesson from an Early Experiment*, Essay in « International Finance », No 25, March 1956, Princeton University, Pricenton, New Jersey 1956.

MEDICI GIUSEPPE. — *Discorso ai risparmiatori*, Cuneo, Cassa di risparmio nel centenario della fondazione, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma, marzo 1956.

ID. ID. — *Discorso del Sen. Giuseppe Medici*, Cassa di Risparmio di Parma, 7 aprile 1956, in occasione della inaugurazione della nuova sede della succursale in Langhirano, S.p.A., Tipografie riunite Donati, Parma 1956.

MEDIOBANCA. — *Banca di Credito Finanziario*. Indici e dati relativi ad investimenti in titoli quotati nelle borse Italiane (1938-1955), Stamperia Capriolo e Massimino, Milano 1955.

MELLONI VINCENZO. — *La politica economica ed i problemi della Canapa*, Studi ed Appunti, Bologna, aprile-maggio 1955.

MEYER F. V. — *Inflation and capital*, Cambridge, Bowes & Bowes Ltd., 1954.

MENEZES DJACIR. — *Das Leis Economicas*, Aurora Rio de Janeiro 1955.

MENICHELLA DONATO. — *Le esperienze italiane circa il concorso delle banche nella realizzazione dell'equilibrio monetario e della stabilità economica*, « Bancaria », rassegna dell'Associazione Bancaria Italiana, Estratto dal n. 1 gennaio 1956, Roma 1956.

MILONE FERDINANDO. — *L'Italia nell'economia delle sue regioni*, Edizioni Scientifiche Einaudi, Torino 1955.

MINISTERO DELL'INDUSTRIA E DEL COMMERCIO - *Direz. Gen. del Commercio. — Situazione e movimento degli esercizi commerciali in Italia*, novembre 1954.

Mirage of perpetual boom. — Irvington-on-Hudson, N. Y., The Foundation for Economic Education Inc., 1955.

MODIGLIANI FRANCO. — *Sommario della comunicazione di Franco Modigliani (9 e 16 marzo), sulla teoria delle scelte del consumatore e funzione del consumo*).

MORGENSTERN OSKAR. — *Economic Activity Analysis*, New York-London, J. Wiley & Sons Inc., Chapman & Hall, Ltd., 1954.

MORSELLI EMANUELE. — *La logica dell'agricoltura nel credito e nell'economia sociale*, « Il mondo e i suoi problemi », Collana di attualità politiche ed economiche, 2, Palermo, Lo Monaco 1954.

NACIONES UNIDAS. — *Estudio economico de America Latina*, 1954, Julio de 1955, Mexico.

ID. ID. — *Consejo Economico y Social. — Analysis and projections of Economic Development*, III Economic Development of Colombia, Chapter VII Agriculture, Economic Commission for Latin America, Colombia 1955.

— *El Desarrollo de la Producción y la Utilizacion de la energia en America Latina, sus posibilidades y problemas*, Commission Economica para America Latina, Colombia 1955.

ID. ID. — *Revista de la Comision Economica para America Latina*, numero escpecial agosto 1955, Bogota, Colombia.

NAKAYAMA ICHIRO. — *Japanese economy and problems of employment*, « Population Problems », Series No 10, Tokyo, The Population Problems Research Council, The Mainichi Newspapers, 1954.

NARDONI DOMENICO. — *Ruralità e spirito capitalistico*, Estr. da « Civiltà Italica », ottobre 1954.

NATIONS UNIES. — *Commission Economique pour l'Europe*, Politique du logement dans les pays d'Europe et évolution de la situation en matière de logement en 1954, Genéve, ao–t 1955.

ID. ID. — *Commission Economique pour l'Europe, Progres realises en* 1955 *dans la siderurgie*, vol. I, vol. II, Préparé par le Secrétariat de la Commission économique pour l'Europe, Nations Unies, Genevè, février 1956.

ID. ID. — *Étude sur la situation économique per l'Europe en* 1954, Genève, 1955.

ID. ID. — *Evolution de l'economie gaziere Europeenn*, Nations Unies, Commission économique pour l'Europe, Genève, avril 1956.

ID. ID. — *La situation du Logement en Europe*, Etude préparée par le secrétariat de la Commission économique pour l'Europe, Genève, Janvier 1956.

ID. ID. — CONSEIL ECONOMIQUE ET SOCIAL. — *Le prix produits petroliers en Europe Occidentale*. Etude préparée par le Secrétariat de la Commission Economique pour l'Europe.

ID. ID. — *Department des Affaires économiques et des affaires sociales et les usages domestiques en Europe*, Nations Unies, Genève, avril 1956.

ID. ID. — Department des Affaires économiques et des affaires sociales. *Etudes sur la situation économique de l'Europe en* 1955, Nations Unies, Genève 1956.

ID. ID. — *Le marché européen de l'acier en* 1954, Commission Economique pour l'Europe, Genève, juin 1955.

NAVA NINO. — *Le trasformazioni della Propietà*, Prefazione di Angelo Santoro, Vassi E. & Nipoti, Modena 1955.

NETHERLANDS GOVERNMENT ECONOMIC INFORMATION SERVICE. — *Holland's Economy, A Statistical portrait*, Edit. Netherlands Central Bureau of Statistics, the Hague, 1953.

O.E.C.E. Organisation Europeenne de Cooperation Economique. — *L'Evolution du Marche du travail dans les pais membres au cours des dernieres annees*, Rapport du Comité de la Main-d'Oeuvre, de l'O.E.C.E., Paris, Décembre 1955.

ID. ID. — *7eme rapport de l'O.E.C.E. L'Expansion Economique et ses Problemes*, Publié par l'Organisation Européenne de Coopération Economique, Paris, Février 1956.

ORGANISATION DES NATIONS UNIES. — *Rapport sur l'économie mondiale*, 1952-53, New York, Nations Unies, Département des questions économiques 1954.

ORLANDO GIUSEPPE. — *Osservazioni sull'equilibrio economico di settore*, Estr. da « Rivista di Economia Agraria », Dicembre 1954.

PALOMBA GIUSEPPE. — *La teoria matematica del bilancio contabile*, Estratto da « La Ricerca », Anno VII (s. II), n. 1, Istituto Editoriale del Mezzogiorno, 1956.

ID. ID. — *Morfologia economica*. Tipografia Editori, F. Giannini, Napoli, 1956.

PANATTONI A. — *Problemi relativi alla valutazione fondiarie con particolare riferimento alla richezza terriera in Italia*, annali della Facoltá di Agraria, Pisa, vol. XVI, 1955, Istituto di Economia e Politica Agraria della Universita di Pisa, Pisa, 1955.

PANIZZON GAETANO. — *La concentrazione della proprietà fondiaria in Italia*. Ricerche Economiche Ca' Foscari, Venezia, settembre, ottobre, 1955.

PAPI GIUSEPPE UGO. — Vedi : *Teoria e politica dello sviluppo economico... A cura di Giuseppe Ugo Papi*.

ID. ID. — *Teoria della Condotta economia dello Stato*. Dott. A. Giuffré, Editore, Milano, 1956.

PASTORE GIULIO. — *La nostra battaglia per la riforma dell'I.R.I.* Collana « Documenti », 8 Roma CISL, 1954.

PATUELLI VINCENZO. — *Redditi e consumi di famiglie contadine*. Ente per la colonizzazione del Delta Padano osservatorio di economia agraria per l'Emilia, Arti grafiche, Bologna, 1953.

P.B. — *Una indagine sul costo di costruzione di due tipi di fabbricato industriale*. Estr. da : « Index », anno XX, n.s., vol. IX, n. 8-9.

PERROUX FRANCOIS. — *Sur la politique du plein emploi*, in « Economie Appliquée » extrait du nº 1-2, 1955, Presses Universitaires de France, Paris, 1955.

ID. ID. — *Point de vue sur la croissance de l'économie française*, 1780-1950. Publications I.A.R.I.N., London, 1956.

ID. ID. — *La recherche de la stabilité : Facterus reels*, Association internationale des Sciences economiques, Rome, 6-11 septembre, 1956.

ID. ID. — *The Quest for stability : The real Factors*, Internation economic Association, Rome, September, 6-11, 1956.

PFOUTS R.W. — *Some difficulties in a certain concept of community indifference*, reprint series nº 111, University of Cambridge Department of Applied Economics, 1956.

PHILLIPS A.W. — *Some notes on the estimation of time forms of reactions in interdependent Dynamic systems*, nº 51 in the reprint series of the research techniques unit-London Shool of economics and Political Science This paper appeared in Economica, May, 1956, vol. XXIII, nº 90.

POIROT PAUL L. — *More than the traffic will bear*. Clipping of Note, Irvington-on-Hudson, N.Y., The Foundation for Economic Education, Inc., 1955.

POLITICAL AND ECONOMIC PLANNING, *Controlling human numbers*. London, the Chiswick press, 1954.

POTUT GEORGES. — *Association internationale des sciences économiques*, Premier Congrès , Rome-septembre, 1956, Théorie économique, « Banque », nº 125, novembre, 1956. Paris, 1956.

PRAIS S.J. and J. AITCHISON. — *The grouping of observations in regression analysis*, reprint series nº, 110, University of Cambridge Department of Applied Economics, 1956.

PREST A.R. — *Consumers' Expenditure in the United Kingdom* 1900-1919, Edit. At the University Press, Cambridge, 1954.

REDDAWAI W.B. — *Freeing Europe's trade and Payments*, Reprints Series nº 104. The London and Cambridge Economic Bulletin (New Series) nº 15 September, 1955, University of Cambridge Departement of Applied Economics, 1956.

REPUBBLICA ITALIANA. — Commissione Parlamentare di Inchiesta sulla disoccupazione. *La disoccupazione in Italia. Indici degli Atti della Commissione*, Roma, Camera dei Deputati, 1954.

RESTELLI ANNA MARIA. — *Una « indagine pilota » condotta dell'I.S.E.*, Mondo Economico, supplemento, 16 luglio, 1955.

RICOSSA SERGIO. — *Sui modelli lineari in economia*. Estr. da : « L'industria », nº 1, 1955.

ROBERTSON DENNIS. — *Stability and progress* : *The richer countries' problem*, Association Internationale des Sciences economiques, Rome, 6-11 september, 1956.

ID. ID. — *Stabilité et progres* : *Le probleme des pays riches*, Association Internationale des Sciences economiques, Rome, 6-11 Septembre, 1956.

ROBINSON E.A.G. — *The underlying causes of the autumn crisis*, reprint series nº 105. University of Cambridge Department of Applied Economics, 1956.

ROBSON W.A. — *Il "Welfare State"*, Università degli Studi di Roma.

ROOS C.R. — *Would you rather read or make history* ? The Econometric Institute, New York.

ROSSI CARLO. — *Semplificazione, standardizzazione specializzazione e loro influenza sulla riduzione dei costi di produzione*, estratto della « Rivista di Ingegneria » numero 1 gennaio, 1954.

RUSSELL DEAN. — *Wanted* : *More Millionaires*. (*Clippings Note*). Irvington-on-Hudson, N.Y., The Foundation for Economic Education, inc., 1955.

SAMUELSON PAUL A. — *Economia*, Edit. UTET, Torino, 1954.

SBAROUNIS ATHANASE J. — *Project of a Turkish-Hellenic Customs and economic union*. Repr. from : "Revue de la Faculté des Sciences Economiques de l'Université d'Istanbul", vol XIII nº 1-4, Istambul, 1954

ID. ID. — *The Economy of the Marshall Plan and of the Mutual Security Program*, repr. from : "revue de la Faculté des Sciences Economiques de l'Université d'Istanbul", vol. XII, nº 3-4, Istanbul, 1953.

Scambi (Gli) con l'Est. Revisione dei controlli sul commercio dei materiali strategici. Edito a cura dell'United States Information Service (U.S.I.S.) e della Missione F.O.A. in Italia. Roma, Off. Grafiche Apollon, 1954.

SCHELLING THOMAS C. — *International cost-sharing arrangements*, International Finance section, Department of Economics and Sociology, Princeton University, New Jersey, settembre, 1955.

SCHMOLDERS GUNTER. — *Eigentum und Wirtschaftsordnung*. Düsselforf, Deusche Wohnungswir tschaft G.m.b.H.

SCHUMPETER JOSEPH A. — *Economic Doctrine and Method*. George Allen and Unwin, London, 1954.

ID. ID. — *Economic Doctrine and Method*, Allen & Unwin, London, 1954.

SIEGEL IRVING H. — *Concepts and measurements of production and productivity*, National Conference on Productivity, 1952.

SINGER HANS W. — *Commercio estero e investimenti nei Paesi economicamente sottosviluppati*. Sta in : Supplemento alle « Informazioni SVIMEZ » sui problemi dei Paesi economicamente sottosviluppati, nº 2, gennaio 1953.

SLOAN HAROLD S., ARNOLD J. ZURCHER. — *A Dictionary of Economics*. Third Edition, New York, Barnes & Noble inc., 1953

SOLLITT KENNETH W. — *Oysters or eagles ?* (*Clippings of Note*), Irvington-on-Hudson, N.Y., The Foundation for Economic Edication, Inc., 1955.

SPAVENTA LUIGI. — *Miti ed Economia*, estratto dalla « Rivista di Politica Economica » anno XLV-III serie fasc. III, marzo, 1955.

ID. ID. — *Il costo del commercio*. — Estratto dalla Rivista « Il Mulino », nº 53

STEPHENSON EUGENE A. — *TVA : Profit or Loss ?* (*Special Essay Series*) Irvington-on-Hudson, N.Y., the Foundation for Economic Education Inc.,

STIEBELING HAZEL K. — *Nutritive value of diets of families of wage earners and clerical workers in north Atlantic cities* 1934-35, United States Government Printing Office, Washington, 1936.

STONE RICHARD. — *Model Building and the Social Accounts : A Survey*, print series nº 106, This paper appeared in Income and Wealth series IV, 1955, University of Cambridge, Department of Applied Dconomics, 1956.

ID. ID. — *Linear expenditure systems and demand analysis : an application to the pattern of British demand*, reprint series nº 82, University of Cambridge, Department of Applied Economucs, 1954.

ID. ID. — *Imput-Output and the Social Accounts*, reprint series nº 102, The Structural Interdependence, of the Economy, University of cambridge Department of Applied Economics, 1956.

ID. ID. — *Misery and Bliss : A comparison of the effect of certain forms of saving behaviour on the standard ofliving of a growing community*, reprint series nº 94, University of Cambridge, 1955.

STONE RICHARD J. and BROWN J.A.C. — *Some Estimation problems in demand analysis*, The Incorporated Statistician vol. 5, nº 4 reprint series nº 98, University of Cambridge Department of Applied Economics, 1955.

STONE RICHARD. — *The Way the Money Went*, Reprint series nº 79, da : "The Times on 25 and 26 february, 1954.

Supplemento alle « Informazioni SVIMEZ » sui problemi dei Paesi economicamente sottosviluppati, nº 2, *gennaio* 1953. SVIMEZ, Associazione per lo Sviluppo dell'Industria nel Mezzogiorno.

Sylos Labibi Paolo. — *Monopoli, ristagno economico e politica Keynesiana.* Estr. da : « Economia Internazionale » vol. VII, nº 4, Genova, 1954.

Tagliacarne Guglielmo. — *I mercati di prova.* Estr. da : « Produttività », anno V, nº 6, giugno, 1954.

Id. Id. — *Il reddito di lavoro dipendente nelle provincie e regioni d'Italia* Estratto dalla Rivista «Produttività », 6, 1956, Roma, 1956.

Id. Id. — *La posizione dell'Italia nei confronti economici internazionali.* Estr. da : « Civitas », Sett., 1954.

Id. Id. — *Contributo dell'Università di Macerata allo studio delle aree di mercato.* Estrat da : « Scritti in onere di Luigi Nina », Firenze, Macrì

Teoria e politica dello sviluppo economico... A cura di Giuseppe Ugo Papi. Istituto di Economia e Finanza della Facoltà Giuridica di Roma, Milano, A. Giuffrè, 1954.

Terracina Giacomo. — *Una Santa Alleanza.* La lotta contro i Monopoli, in « Il Mondo », 383, anno VIII, nº 25, Roma 19, giugno 1956.

Tew Brian. — *The I.C.F.C. Revisted,* National Institute of Economic & Social Research, London, reprint series, nº 4, This paper appeared in « Economica », vol. XXII, nº 87, London, 1955.

Tinbergen J. — *Sulla teoria della politica economica.* Editrice l'Industria, Milano, 1955.

Tintner Gerhard. — *Einige grundprobleme der Okonometrie Sonderdruck aus : "Zeitschrift für Die Gesamte Staatswissenschaft",* Herausgegeben von Franz Böhm, Wilhelm Grewe Walther Hoffmann, Heinz Sauermann, III Band, 4 Heft, J.C.B. Mohr ,Paul Siebeck, Tübingen, 1955.

Id. Id. — *Programmazione lineare stocastica con applicazioni a problemi di Economia Agraria,* Estr. dal Giornale degli Economisti e Annali di Economia, luglio, agosto 1955, C.E.D.A.M. Casa Editrice Dott. A. Milani, Padova, 1955.

Id. Id. — *The Teaching of Econometrics,* da : "Econometrica" vol. 22 nº 1 January, 1954.

Topia Moore Astolfo, *El derecho de propiedad en Chile y sus limitaciones por causa de utilidad publica.* Boletin, Sociedad Chilena de Sociologia, Santiago, Julio, de 1954.

Travaglini V. — *Le fonti ed i limiti del finanziamento dello sviluppo economico,* 8º Convegno di studi di economia e politica industriale, Sorrento 6-7-8, ottobre, 1955, Tip. F. Failli, Roma, 1956

Trued Nelson Merlyn and Mikesell Raymond. — *Postwar Bilateral Payments Agreements*

Tucci Giuseppe. — *Gli scambi Commerciali fra l'Italia e le Americhe,* da : Il Convegno Italo-Americano per gli Scambi Economici, Napoli, 7-9 giugno, 1954.

Tuck R.H. — *An Essay the Economic Theory of Rank,* Blackwell Basil, Oxford, 1954.

Ufficio Informazioni Stati Uniti. — *Le commesse americane all'Italia.* Roma, Apollon, 1955.

Unione Industriale di Torino - Ufficio Studi. — *Che cosa è la ricerca operativa,* Torino

UNITED NATIONS. — *Economic and Social Council. Analyses and Projections of Economic Development,* II Economic Development of Brazil; a Study prepared by the Banco Nacional do Desenvolvimento Economico do Brasil, Appendix I-II-III-IV-V-VI, Economic Commission for Latin America, Columbia, 1955.

ID. ID. — *Economic Survey of Latin America,* 1954, United Nations Department of Economic and Social Affairs, New York, 1955.

ID. ID. — *Economic Bulletin for Latin America,* Vol. I nº 1, Economic Commission for Latin America, Santiago, Chile, January, 1956.

ID. ID. — *Economic Review of Latin America,* Economic Commission for Latin America, Bogota, Colombia August, 1955

ID. ID. — *Progress Report on the Study on social Conditions of Economic Development,* Economic Commission for Latin America, Colombia, 1955.

ID. ID. — *Economic and Social Council. Analyses and Projections of Economic Development* I the Economic Development of Colombia, Chapter VIII Analysis of the Industrial Sector, Economic Commission for Latin America, Colombia, 1955.

ID. ID. — *Economic and Social Council.* Analyses and Projections of Economic Development, III the Economic Development of Colombia, Economic Commission for Latin America, Colombia, 1955.

ID. ID. — *Progress report on the Manpower Survey in Latin America.* Economic Commission for Latin America, Columbia, 1955.

ID. ID. — *Analyses and Projections of Economic Development.* I. An Introduction to the Technique of Programming. U.N. Department of Economic and Social Affairs, New York, 1955.

UNIES NATIONS. — *Etude sur le commerce entre l'Asie et l'Europe,* Genevé, 1953.

ID. ID. — *Etude sur la Situation Economique de l'Europe en* 1953. Comprenant une Etude du Développement économique en Europe méridionale, Géneve, 1954.

UNIONE ITALIANA DELLE CAMERE DI COMMERCIO INDUSTRIA E AGRICOLTURA, ROMA. — *Lezioni sul commercio estero tenute al Corso di Aggiornamento per i Funzionari delle Camera di Commercio Industria e Agricoltura dal 9 al 20 novembre* 1953 *a Roma.* Roma, I.T.E.R., 1953.

UNTERBERGER GIUSEPPE. — *Funzione e limiti dell'intervento statale nella politica di sviluppo delle aree depresse,* Orizzonti economici, Napoli, luglio-agosto, 1956.

URBANI ALDO. — *Possibilità dell'Industria Italiana di Costruzioni Aeronautiche ai fini delle esportazioni, degli scambi e della collaborazione con l'Estero,* Conferenza tenuta ai membri del Centro per lo sviluppo dei trasporti aerei Presidente del C.I.S.A.E. Centro per lo sviluppo dei trasporti aerei Roma, 28 ottobre, 1955.

URI PIERRE. — *Contribution de la C.E.C.A. a l'Integration Economique Generale.*

USLAR PIETRI ARTURO, CALDERNA RAFAEL. — *El petroleo en Venezuela,* Academia de ciencias politicas y sociales, Empresa el Cojo, Caracas, 1955.

UTTING J.E.G. — *Sample surveys for household income and expenditure information,* reprint series nº 85. University of Cambridge Department of Applied Economics, 1954, From : "Schweizerische Zeitschrift für Volswirtschaft und Statistik", vol. 90, nº 3, 1954.

VAKIL and BRAHNANAND. — *Planning for an Expanding Economy.* Accumulation Employment and Technical Progress in Underdeveloped Countries, Vora & Co. Publishers Private Ltd, Bombay, 1956.

VANONI EZIO. — *Discussioni intorno al programma di sviluppo dell'economia italiana,* Istituto per gli studi di economia Camera di commercio industria e agricoltura, Milano, 1955.

ID. ID. — *Discorsi sul programma di sviluppo economico,* Istituto Poligrafico dello Stato, Roma, 1956.

ID. ID. — *Schema di sviluppo dell'occupazione e del reddito in Italia nel decennio,* 1955-1964. Gennaio, 1955.

VENEZUELA. — *Compania Shelle de Venezuela,* Resumen de actividades en 1953.

VENNARD EDWIN and WINSBOROUGH R.M. — *American Economic System,* Edit. Row, Peterson and Company, New York, 1953.

VERNON RAYMOND. — *American Foreign Trade Policy and the Gatt,* Essays in International Finance, nº 21, october 1954, Princeton, New Jersey, Princeton University, International Finance Section, Departm. of Economics and Sociology.

VINER JACOB. — *Stability and progress : The poorer countries' problem,* International economic Association, Rome, 6-11, september 1956.

ID. ID. — *Stabilité et progres : Les problemes des pays pauvres,* Association Internationale des Sciences economiques, Rome, 6-11 septembre, 1956

VINSKI IVO, CEMALOVIC NARCISA. — *National Expenditure of Yugoslavia* 1953-1954, in Ekonomski Pregled God VII, Broj5, 1956, Zagreb, 1956.

WAUGH V. FREDERICK. — *Graphic Analysis in Economy research,* Agricultural Handbook nº 84, United States Department of Agriculture, Washington, D.C. June, 1955.

WOLD H. — *Causality and econometrics,* repri. from : "Econometrica,, ,Journal of the Econometric Society vol. 22, nº 2, April, 1954.

WOLD H. — *Demand Analysis a study in Econometrics,* Almavist & Wiksell, Stockholm J. Wiley & Sons, inc., New York Appsala, 1952.

WOLD H. — *Trabalhos do Seminàrio de Econometria dirigido pelo Prof. H.O. Wold,* Publicaçoes do Centro de Estudos Economicos, Lisbao, 1953.

WOLFF PHILIPPE. — *Commerces et marchands de Toulouse,* vers. 1350, vers. 1450, Librairie Plon, Paris, 1954.

WOYTINSKY W.S. and ASSOCIATES. — *Employment and Wages in the United States,* Twentiethe Century Fund, July, 20, 1953.

W. S. WOYTINSKI and E.S. WOYTINSKY. — *World Commerce and Governments Trends and outlook,* the Twentieth Century Fund, New York, 1955

YOCCA JOSE. — *Préstamos de ahorro para la adquisición de la vivienda propia. Caja Popular de Ahorros de la Provincia de Córdoba. Fallas en la construción de las tablas.* Cordoba, Argentina, impr. de la Unoversidad, 1939.

ZANDRINO CARLO. — *Salari e prezzi in periodi di inflazione,* Padova, C.E.D.A.M., 1953.

ZIJLSTRA JELLE. — *La position de l'Europe dans l'économie mondiale,* a cura del Banco di Roma, Roma, 1956.

ZURCHER ARNOLD J. — Vedi : SLOAN HAROLD S., ARNOLD J. ZURCHER *A Dictionary of Economics, Third Edition.*

ETNOLOGIA - ETNOGRAFIA

ALBONOZ SANCHER NICOLAS. — *El neolitico final en España en el transito a la edad de los metales*, Revista de la facultad de Filosofia y Letras, Año II, n. 5, Universidad Nacional de Tucuman, Argentina 1954, Separate Serie F. : Inst. de etnologia.

BERBOIT FERNAND. — *A propos des « acrobates » de l'Addaura. Rite et mythe*, in « Quaternaria », Storia naturale e culturale del quaternario, Roma 1955.

BLANC A. C. — *Il sacrificio umano dell'Addaura e la messa a morte rituale mediante strangolamento nell'etnologia e nella paletnologia*, in « Quaternaria », Storia naturale e culturale del Quaternario, Roma 1955.

ID. ID. — *Considerazioni su due figure dell'Addaura*, da « Quaternaria », I, Roma 1954.

BOCCASSINO RENATO. — *Descrizione della cerimonia di riconciliazione fra due famiglie Acioli (Uganda) parenti, divise da un omicidio commesso involontariamente da un ragazzo*, Deutsche Akademie der Wissenschaften zu Berlin Institut für Orientforschung, « Veröffentlichung », n. 26, Sonderdruck aus Afrikanistische Studien, Akad, Verlag, Berlin 1955.

ID. ID. — *Il padre Guglielmo Schmid S. V. D. e il suo contributo scientifico*, Estratto da « Euntes Docete », Anno VIII, 1955, fasc. I, Arti Grafiche A. Chicca, Roma 1955.

COMAS JUAN. — *Los Congresos Internacionales de Americanistas*, Sintesis Historica e Indice Bibliografico General 1875-1952, Ediciones Especiales del Instituto Indigenista Interamericano, México D. F. 1954.

CHOLLEY ANDRÉ, Vedi : MALAURIE JEAN. — *Les derniers rois de Thulé*. Préface de André Cholley.

ENGESTROM TOR. — *Apport à la théorie des origines du peuple et de la langue peuhle*, Statens Etnografiska Museum, Musée Ethnographique de Suède, Stockholm, Smärre Meddelanden, n. 24, Stockholm 1954.

GAMIO MANUEL. — *Report of the Activities of the inter-American indian Institute from January 1949 to November 1954*, Reprinted from « Boletin Indigenista », vol. XV, No 1, Mexico 1955.

MAROTTA MICHELE. — *Etnografia giudiziaria* : « La vendetta », Ichnusa, fasc. 2, 1956, Sassari 1956.

PAULME DENISE. — *Les gens du riz. Kissi de Haute*, Guinée Française avec 30 illustrations hors texte, II croquis et I carte dans le texte, Paris, Plon 1954.

STORNI S. JULIO. — *El Hombre de Tukma*, « Hortus Tucumanensis », I vol. Ministerio de Justicia R. I. Publica Universidad Nacional de Tucuman, Tucuman 1946.

ID. ID. — *Hortus Guaranensis Generalidades*, Universidad Nacional de Tucuman. Cabinete de Etnologia Biologica, Tucuman 1948.

ID. ID. — *Toponimias Indigenas de la Provincia de Tucuman*, Diccionario Toponomastico del Tucuman, Tucuman 1953.

Universidad de Buenos Aires Facultad de filosofia y letras Instituto de Antropologia, « El Museo Etnografico », Buenos Aires 1948.

VALLOIS HENRI V. — *Los Pigmeos Baká*. — « Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes de Barcelona », vol. XXXI, n. 14, Barcelona 1954.

VELLARD J. — *Contribution a l'étude des Indiens Uru ou Kot'suns*, Travaux de l'Institut français d'etudes Andiens, Tome I, p. 145-209, Parós, Lima 1949.

VELLARD JEAN. — *Les Indiens Guayaki*, « Journal de la Société des Américanistes », XXVI 1934, p. 223-92, t. XXVII 1953, p. 175-244. Au Siège de la Société Paris 1935.

ID. ID. — *Peuples pêcheurs du Titicaca : Les Urus et leurs voisin.*

ZOLLI EUGENIO. — *L'Ebraismo*, « Universale Studium », 22, Roma, ed. Studium, 1953.

EUGENICA

BLACKER C. P. — *The Rhythm Method : two Indian Experiments*, Reprinted from « The Eugenics Review », vol. 47, No 2-3, July-October, 1955.

HERNDON NASH C. — *Clinical implications of genetic susceptibility to diabetes mellitus*, Reprinted from « Eugenics Quarterly », vol. 2, No. 1, march 1955.

ID. ID. — III. *Intelligence in family groups in the Blue Ridge Mountains*, Repr. from « Eugenics Quarterly », vol. I, March 1954.

ID. ID. — *Heredity Couseling*, Repr. from « Eugenics Quarterly », vol. 1, March 1954.

ID. ID. — *III. Heredity Counseling*, Reprinted from « Eugenics Quarterly », June 1955, vol. 2, N° 2.

LARSSON TAGE. — *The Interaction of Population Changes and Heredity*, « Population Changes in Sweden », Aug. 6, 1956.

TREVOR J. C. — *Race Crossing in Man, The Analysis of Metrical Characters*, da « Eugenics Laboratory Memoirs », XXXVI, New York 1953.

FILOSOFIA

ABBAGNO (e altri). — *Filosofia e Sociologia*, Casa Editrice il Mulino, Bologna 1954.

CREEL H. G. — *Chinese Thought. From Confucius to Mao Tse Tung*. Eyre and Spottiswoode, London 1954.

DICE R. LEE. — *Man's Nature and Nature's Man*, The University of Michigan Press, Ann Arbor 1955.

DUNN HALBERT L. M. D. — *Man's Search for truth*, Copyrighted, December 1954.

DUPRÉEL EUGENE. — *La Pragmatologie*, Parthenon, Bruwelles 1955.

EMGE CARL AUGUST. — *Uber die unechte Alternative zwischen dem Kollektiv und dem Einzelnen*, Akademie der Wissenschaften und der Literatur, Abhandlungen der Geistes-und Sozialwissenschaftlichen Klasse Jahrgang, 1953, Nr. 10, Steiner Verlag GMBH, Wisbaden 1953.

GUAL VILLALBI D. PEDRO. — *Precisiones sobre el Tema de la angustia universal. La recuperacion del espiritu*, Ateneo Barcelonés, Curso de 1953-1954.

HILL, A. V. — *The ethical dilemma of science*, « The Advancement of Science », vol. IX, n. 34, sept. 1952.

LOIMER FRANK, BOURGEOIS-PICHAT J. et KIRK DUDLEY. — *Etude de quelques principes moraux relatifs à la reproduction humaine*, Février 1956.

LEHMAN, HARVEY C. — *Age and Achievement*, « Memoirs of the American Philosophical Society held at Philadelphia for promoting useful knowledge », volume 33, Princeton University Press, 1953.

LINS MARIO. — *Perspectives for the logico, conceptual integration of science*, Paper presented at the International Congress for the Philosophy of Science, Zurich, August 23-28, 1954.

ID. ID. — *Functionalization of the new logico-conceptual forms*, Paper presented at the Second Brazilian Congress of Philosophy, Curitiba, September 2-26 1953.

ID. ID. — *The logico-systematic structure of science*, Paper presented at the International Congress of Philosophy Sâo Paulo, August 9-15, 1954.

MALES BR. (e altri). — *Figuras del pensamiento Americano*, Revista de la Facultad de Filosofia y Letras, Año II, No 5, 1954, Universidad Nacional de Tucuman, Argentina 1954 Separata.

PERELMAN CH. — *Théorie de la Preuve*, Colloque international de Logique, Bruxelles 1953, da « Revue Internationale de Philosophie », fasc. 1-2, Bruxelles 1954, 27-28.

RAMA CARLOS M. — *El problema metodológico en los actuales historiadores y sociólogos italianos*, Apartado de « Revista de la Facultad de Humanidades y Ciencias », n. 12, Montevideo, 1954.

SELVAGGI FILIPPO. — *Filosofia delle scienze* (*Manuali del pensiero Cattolico*), Roma, Ed. « La Civiltà Cattolica », 1953.

SMITH CHARLES. — *Sensism, the philosophy of the West*, Volume I, Volume II, The Truth Seeker Company, New York 1956.

VELLA GIUSEPPE. — *Il divino ideale in S. Tommaso d'Aquino*, Albano Laziale, Arti Grafiche 1954.

WU-CHI LIU. — *A Short History of Confucian Philosophy*, Penguin Books, London 1955.

ZARAGÜETA BENGOECHEA, JUAN. — *Problemática de la filosofia de las ciencias*, « Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes de Barcelona », vol. XXXI, 13, Barcelona 1954.

FINANZA PUBBLICA

AITCHISON J. and J. A. C. BROWN. — *On criteria for descriptions of income distribution*, Reprint Series No 108, University of Cambridge Department of Applied Economics, 1956.

CARTTER M. ALLAN. — *The Redistribution of Income in Postwar Britain*, A Study of the Effects of the Central Government Fiscal Program in in 1948-49, Yale University Press, New Haven 1955.

CONFERENCE ON RESEARCH IN INCOME AND WEALTH. — Studies in Income and Wealth, vol. Eighteen, *Imput-Output Analysis : An Appraisal*, National bureau of economic research, Princeton University press, Princeton 1955.

DE MEO GIUSEPPE. — *La ripartizione territoriale del carico tributario*, « Nord e Sud », Casa Editrice Mondadori, Milano, Settembre 1955.

ID. ID. — *Un tentativo di determinazione del carico tributario nelle regioni italiane*, « Moneta e Credito », n. 29-30, Rivista trimestrale della Banca Nazionale del Lavoro, Roma 1955.

De Meo Giuseppe. — *Sulla pressione tributaria nel Nord e nel Sud*, Estratto dalla Rivista « Nord e Sud », n. 17 dell'aprile 1956.

De Nardo Vincenzo. — *Dichiarazione dei redditi ed evasioni fiscali in Sicilia*. XV Riunione scientifica della Società Italiana di Economia, Demografia e Statistica.

Id. Id. — *La distribuzione dei redditi soggetti all'imposta complementare progressiva*, Estr. da « Sintesi Economica », agosto-settembre 1954.

Fielder Frances Vedi: Maccoby Eleanor E., Fielder Frances. — *Saving among Upper-income Families in Puerto Rico*.

Fortunati Paolo. — *Errori e illegittimità di circolari in materia di imposte sui consumi*. Discorso pronunciato al Senato della Repubblica nella seduta del 18 ottobre 1954, Roma, Tip. del Senato, 1954.

Id. Id. — *Errori ed equivoci nella formulazione dell'imposta sulle società*, Tip. del Senato, Roma 1954.

Giannonè Antonio. — *Le entrate delle amministrazioni locali e il bilancio economico nazionale*, « Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica », Roma gennaio 1955-giugno 1955.

Gilbert Milton and Stone Richard. — *Recent Developments in National Income and Social Accounting* da « 28th Session of the International Session of the International Statistical Institute held at Rome in September », 1953, Reprint Series No. 80.

Greaves Ida. — « *The colonial sterling balances* », Essays in International Finance, n. 20, September 1954.

Griziotti Kretscmann Jenny. — *Saggi sull'economia e sulle finanze Sovietiche*, Casa Editrice Dott. A. Giuffrè, Milano 1955.

Gual Villalbi D. Pedro. — *Corrupcion y Etica del regimen Tributario*, Fomento del Trabajo Naciona Servicio Sindical de Alta Cultura Economica.

Hayakawa Miyoji. — *Distribution of Incomes in Hokkaido Prefecture, Japan*.

Id. Id. — *Regional Difference in the Distribution of Incomes in Hokkaido, Japan* (In lingua giapponese), Estr. from « The Economic Review », vol. V, n. 11, October 1954.

Hoeffding Oleg. — *Soviet National Income and Product in* 1928, Columbia University Press, New York 1954.

Hoffman Pierre. — *L'intervention des pouvoirs publics dans le domaine des investissements*, Etude comparée sur le financement des investissements de caractère économique, dans les pays membres de la Communauté européenne du charbon et de l'acier.

Hostelet Georges. — *Les caractéres et les emplois comparés des differentes espéces de budgets et de bilans*.

Jackson Gilbert. — *The Prospective scale of corporate Financing in Canada*, 1956-1965, Canada, January 1956.

Jefferys B. James Walters Dorothy and Perroux Francois Jostock Paul (e altri). — *Income and Wealth*, Series V, International Association for Research in Income Wealth, Bowes & Bowes, London 1955.

Jefferys B. James and Walters Dorothy. — *National income and expenditure of the United Kingdom*, 1870-1952, National Institute of economic & social research London, Reprint Series No. 6, This paper appeared in Income and Wealth Series V.

International (the) Bank for Reconstruction and Development, 1946-1953. Prepared by the Staff of the Bank, Baltimore, H. Furst Co, 1954.

International Association for Research in Income and Wealth by Frisch Ragnar (e altri), « Income and Wealth », Series IV, Edited by Milton Gberti and Stoner, Bowes and Bowes, London 1954.

International Association for Research Income and Wealth, (vedi JEFFERYS B.).

Imposta (l') sulle Società. (Documenti e scritti vari), Quaderni dell'Associazione fra le Società Italiane per Azioni, XXI.

INSTITUT DE SOCIOLOGIE SOLVAY. — *Premiers Éléments d'une comptabilité Nationale de la Belgique*, 1948-1951, Bruxelles, Editions de l'Institut de Sociologie Solvay, 1954.

INSTITUT INTERNATIONAL DE FINANCES PUBLIQUES, BAUDHUIN FERNAND, 1956. — *Les interventions economiques*.

ID. ID. BLOCK L., 1956. — *La responsabilité de l'Etat emprenteur, notamment dans les payes sous-développés*.

ID. ID. HICKS URSULA, 1956. — *The Defence Budget*.

ID. ID. KIMURA MOTOKAZU 1956. — *Recent Development in Government Expenditures in Japan*.

ID. ID. LAUFENBURGER H., 1956. — *Rapport introductif sur les effets économiques de la dépense publique*.

ID. ID. MAISON MAURICE, 1956. — *Les Effects economiques de la dette publique*.

ID. ID. WHITE I. MALVIN, 1956. — *The Economic Effects of Public Works*. Some General aspects.

ID. ID. STEFANI GIORGIO, 1956. — *Les depenses sociales*.

LENTI LIBERO. — *Note sulla pressione tributaria*, in « L'Industria », Milano aprile-giugno, 1956.

LIVI LIVIO. — *La rilevazione della ricchezza e del reddito nazionale*. Questioni concettuali e di metodo, Firenze, Ediz. del Centro per la Statistica Aziendale, 1952.

LUBIFF ANDREI. — *Some aspects of post-war company finance*, National institute of Economic & Social Research Reprint Series, No. 7, London 1956.

MALAGODI GIOVANNI FRANCESCO. — *Il fondo del barile*. Discorso sui recenti provvedimenti finanziari pronunziato alla Camera dei Deputati il 30 novembre 1954, V. Ferri, Roma 1954.

MEDICI GIUSEPPE. — *Replica sul bilancio del tesoro*, Senato della Repubblica, 28 giugno 1956, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma 1956.

ID. ID. — *Sull'efficienza della pubblica amministrazione*, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma, marzo 1956.

MILTON GILBERT and STONE RICHARD. — *Recent Developments in National Income and Social Accounting*, Reprint Series, No 80, University of Cambridge, Department of Applied Economics 1954.

MINISTERO DELLE FINANZE. — *Annuario statistico finanziario*. Anno 1955, Serie I, volume I. A cura del Servizio Statistico Studi e Stampa, Ist. Pol. dello Stato, Roma 1955.

ID. ID. — Direzione Generale dei Servizi per la Finanza Locale. — *Finanze delle Amministrazioni Comunali e Provinciali*. Entrate, uscite, passività e vincoli di garanzia desunti dai conti consuntivi degli anni dal 1949 al 1952, Ist. Pol. dello Stato, Roma 1954.

MONOPOLI (I) di Stato. — *L'amministrazione finanziaria al servizio della collettività italiana*, Roma 1955.

OCCHIUTO A. — *Circolazione dei biglietti e delle monete per specie*, Serie mensile, dal dicembre 1937 al dicembre 1949, Tav. 4.

ID. ID. — *La ripartizione per tagli della circolazione*.

ID. ID. — *Movimento ciclico della circolazione*, Estr. « Bollettino della Banca d'Italia », Anno IX, n. 1, gennaio-febbraio 1954, Tipografia della Banca d'Italia, Roma 1954.

OCCHIUTO A., LOMBARDO M. — *Movimento giornaliero della circolazione*, Estr. « Bollettino della Banca d'Italia », Anno IX, n. 5, settembre-ottobre, 1954, Tipografia della Banca d'Italia, Roma 1954.

PRAIS S. J. — *The measure of income for shareholders and for taxation*, « Natural Institute of economic & social research », London, Reprint Series, No. 5, This paper appeared in Accounting Research, vol. 6, No. 3, July 1955.

PREST A. R. and STEWART I. G. — *The National Income of Nigeria* 1950-51. Her Majesty's Stationery Office, London 1953.

RIST LEONARD B. — *Financial prospects in Europe*, Washington, 1954.

SARTORI DINO. — *Il regime valutario*, (Relatore il dott. Dino Sartori) Sta in : *Fattori condizionanti della Zona Franca* ... pp. 7-10.

SBAROUNIS ATHANASE J. — *Taxations of the United Nations Officials*, Repr. from « Revue Hellénique de Droit International », 7 année, 1954, n. 1, Athens 1954.

SCHMOLDERS G. — *La riforma tributaria nella Germania Occidentale*, da « Studi Economici », Anno IX n. 1/3, gennaio-giugno 1954.

SINGH BALJIT. — *Balance of occupations and national income*, da : « Bulletin of the International Statistical Institute », vol. XXXIII, part. III).

STAMMATI GAETANO. — *Pressione tributaria nel mezzogiorno d'Italia*, « Prospettive Meridionali », Roma, agosto-settembre 1955.

STONE RICHARD. — *Transaction Models with an Example Based on the British National Accounts*, Reprint Series No. 100, This paper was originally published (in Spanish) in the Boletin del Banco Centrale de Venezuela, 1955, University of Cambridge, Depart. of Applied Economics 1955.

Studies in Income and Wealth, volume Fifteen, Conference on Research in Income and Wealth, National Bureau of Economic Research, Inc., New York 1952.

TESAURO ALFONSO. — *Le giurisdizioni speciali e le commissioni tributarie*, Casa Ed. Dott. E. Jovene, Napoli 1955.

UNITED NATIONS - Statistical Office - Department of Economic Affairs. — *Statistics of National Income and Expenditure*, Statistical Papers, Series H, n. 6.

UTTING J. E. G. — *National income and related statistics*, Reprint Series No. 112, University of Cambridge Department of Applied Economics, 1956.

ZOLI ADONE. — *Esposizione finanziaria*, Pronunziata alla Camera dei deputati il 21 marzo 1956, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma 1956.

GENETICA.

Araujo Abreu M.D., Vedi : Xavier Da Cunha A., Araujo Abreu M. D. — *Impressoes digitais de Portugueses. Percentagens de figuras, valores quantitativos e frequências empíricas dos genes* V., R e U.

Bender John and Herndon Nash, Vedi : Herndon Nash.

Bennett J. H., Reviews of li C.C. — *Population Genetics*, Reprinted from « Heredity », vol. 10, Part 2, August 1956, Printed in Great Britain.

Bergerard J. — *Parthénogénèse facultative de Clitumnus extradentatus Br.*, « Phasmidae », Imprimerie M. Declune, Lons-le-Saunier, 1954.

Bernstein Marianne E. — *Parental Age and Sex Ratio*, Repr. from « Science », October 16, 1953, vol. 118.

Bernstein Marianne E. — *Studies on the human sex ratio*, Repr. from « The Journal of Heredity », vol. XLV, n. 2, March-April 1954.

Bonadonna Telesforo. — *Conferme alla possibilità di fecondazione artificiale delle vacche a « calori » cessati.* Istituto sperimentale Italiano « Lazzaro Spallanzani », per lo studio della fisiopatologia della riproduzione degli animali domestici per la fecondazione artificiale, Milano, Tip. M. Ponzio, Pavia 1944.

Id. Id. — *Osservazioni sulla fertilità delle bovine con la fecondazione artificiale praticata sul finire dell'estro o postestruale*, Istituto sperimentale Italiano « Lazzaro Spallazani » per la fecondazione artificiale degli animali, Milano, Estratto da « Zootecnica e Veterinaria », Anno 1950, Industria Grafica M. Ponzio, Pavia, 1950.

Id. Id. — *Ripetizione degli interventi fecondativi per le gravidanze ottenute nei vari mesi dell'anno*, Istituto sperimentale Italiano « Lazzaro Spallanzani », per la fecondazione artif. Milano, Estratto da « Zootecnica e Veterinaia », 1950.

Id. Id. — *Osservazioni sulla fecondità per fecondazione artificiale in rapporto alla stagione dell'anno*, Estratto da « Zootecnica e Veterinaia », Anno 1950, Industria Grafica M. Ponzio, Pavia 1950.

Id. Id. — *Dei criteri per la diagnosi dello stato di gravidanza applicando la fecondazione artificiale*, Estratto da « Zootecnica e Veterinaia », Anno 1950, Industria Grafica M. Ponzio, Pavia 1950.

Cappellini Ruggero, Siniscalco M. e Smith B. Cedric A. — *Il calcolo delle frequenze geniche dai dati familiari*, Consiglio Nazionale delle Ricerche, Estratto da « Convegno di Genetica », supplemento a « La Ricerca scientifica », Anno 25°, 1955, Arti grafiche, Spoleto 1955.

Cappellini R. e Siniscalco M. — *Una nuova ipotesi genetica per il sistema Lewis-secretore e suoi riflessi nei riguardi di alcune evidenze di linkage con altri loci*, « Estratto dalla rivista dell'Istituto Sieroterapico Italiano », vol. 30, n. 6, novembre-dicembre 1955, T.E.M.P. Napoli.

Cardinali Giuseppe e Morpurgo Giorgio. — *Ricerche sull'azione mutagena dell'acido picrico, del picrato di etileminina e dell'N-ossidio della metil-bis (B-cloroetil) amina*, Estratto da « Convegno di Genetica », Supplemento a « La ricerca scientifica », Anno 25°, 1955, Arti Grafiche, Spoleto 1955.

Clark Frank H. — *Correlation and body proportions in mature mice of the Genus peromyscus*, Reprinted from « Genetics », 26 May 1941.

Cohen Carl and Fuller L. John. — *The Inheritance of Blood Types in the Dog*, Reprinted without change of paging from the « Journal of Heredity », Washington D. C. vol. XLIV, No. 6, November-December 1953 Cpyrigth 1953, by the American Genetic Association.

Cohe Carl. — *Blood group factors in the rabbit in the inheritance of six factors*, Reprinted from « Genetics », vol. 40, No 6, November 1955, Printed in U.S.A.

Cooper J. P. — *Studies on growth and development in Lolium. IV Genetic control of heading responses in local populations*, Repr. from « Journal of Ecology », vol. 42, n. 2, July 1954.

Crowe K. Leslie. — *The Evolution of Incompatibility in Species of Oenothera*, Reprinted from « Heredity », vol. 9, Part. 3 December 1955, Oliver and Boyd Ltd. Edinburg 1955.

Id. Id. — *The Evolution of Incompatibility in Species of Oenothera*, Reprinted from « Heredity », vol. 9, Part 3, December 1955.

Current Research in human Fertility. — *Mlbank Memorial Fund*, New York 1955.

Daday H. — *Geographical distribution of gene frequencies in populations of Trifolium repens L.*, « Atti del IX Congresso Internazionale di Genetica, « Caryologia », vol., suppl., 1954.

Daday Hunor. — *Gene Frequencies in Strains of Trifolium repens L.* Repr. from « Nature », vol. 174, Sept., II, 1954.

Id. Id. — *Gene Frequencies in Wild Populations of Trifolium Repens. I. Distribution by Latitude*, Repr. from « Heredity », vol. 8, Part I, April 1954.

Daday H. — *Gene frequencies in wild populations of Trifolium Repens. II. Distribution by altitude*, from « Heredity », vol. 8, part 3, pp. 377-384, December 1954.

Daima Juan. — *Herencia en las Enfermedades Mentales*, « Revista Medica del Norte ».

Das S. R. — *A Contribution to the Heredity of the P.T.C. taste characte based on a study of 845 Sib-Pairs*, Reprinted from « Annals of Human Genetics », vol. 20, Part 4, 1956, Printed in Great Britain.

Dunn L. C. — *The prospects for Genetic improvement*, Reprinted from « Eugenics Quarterly », March 1956, vol. 3, No 1.

Id. Id. — *Variations in the segregations ratio as causas of variations in gene frequency*, « Acta Genetica et Statistica Medica ».

Dunn L. D., Levene Howard Mc Connel R. B. — *Effects of natural selection on human Genotypes*, « Annals of the New York Academy of Sciences », vol. 65, art. I, Publisher by the Academy, New York 1956.

Falls Harold F. — *The role of the sex chromosome in hereditary ocular pathology*.

Fasanaro Giovanni, Siniscalco M. — *Dati sulla oligofrenia fenilpiruvica in Italia*, Consiglio Naz. delle Ricerche, Estratto da « Convegno di Genetica », Supplemento a « La Ricerca scientifica », Anno 25°, 1955, Arti Grafiche, Spoleto 1955.

Fekete Elizabeth. — *Gain in Weight of Pregnant Mice in Relation to Litter Size*, Reprinted without change of paging from the « Journal of Heredity », Wshington D. C. vol. XLV, No. 2, Copyright 1954 by American Genetic Association, March-April 1954.

Filipponi Alessandro. — *Sul grado di stabilità nei caratteri di Protomagalhaensia marottai* (*Sporozoa, Gregarinidae*), Estr. da « Rendiconti dell'Istituto Superiore di Sanità », Parte VII, 1954.

Fuller L. John and Scott J. P. — *I. Heredity and Learning Ability in Infrahuman Mammals*, Genetic Factors Affecting Intellingece, Reprinted from « Eugenics Quarterly », vol. I, march 1954, American Eugenics Society.

Gartler Stanley M. — *A Family Study of Urinary B-Aminoisobutyrric Acid Excretion*, Reprinted from « American Journal of Human Genetics », vol. 8, No 2 June 1956.

Id. Id. — *The evolutionary problem of genetic disease*, Reprinted from « Eigenics Quarterly », vol. 2 No 1 March 1955.

Gianferrari L. — *Su alcune recenti ricerche dell'Istituto di Genetica dei Tumori di Milano*, Estratto da « Tumori », Anno XLII, fasc. 3, 1956, Casa Editrice Ambrosiana, Milano 1956.

Gianferrari L., Arrigoni G., Cresseri A., Lovati G., Morganti G. — *Ricerche genetiche e clinico-statiche sulle neoplasie della prostata*, Volume V, n. 2, Maii 1956, Estratto da « Acta Geneticae Medicae et Gemellologiae »,

Id. Id. — *Ricerche genetiche e clinico-statistiche sulle neoplasie della vescica*, Estratto dal volume « Novant'anni delle leggi Mendeliane », Istituto Gregorio Mendel, Roma 1956.

Gowen John W. — *Humoral and cellular elements in natural and acquired resistance to Typhoid*, Repr. from : « American Journal of Human Genetics », vol. 4, n. 4, december 1952.

Gowen John W., Stadler Janice, Pplough, H. H., Miller Helen N. — *Virulence and immunizing capacity of Salmonella Typhimurium as related to mutations in metabolic requirements*, Repr. from : « Genetics », vol. 38, n. 6, november 1953.

Gowen John W., Vedi : Hollander W. F., Gowen John W., Stadler Janice. — *Gynandromorphic mice.*

Grahn Douglas. — *Genetic Variation in the response of mice to total body X-irradiation II. Organ weight response of six inbred strains*, Reprinted from the « Journal of Experimental Zoology », vol. 125, No 1, February 1954.

Id. Id. — *Genetic variation in the response of Mice to total body X-irradiation*, I Body weight response of six inbred strains, Reprinted from « The Journal of Experimental Zoology », vol. 125, No 1, February 1954.

Griffiths D. J. and Thomas P. T. — *Genotypic control of chromosome los in Avena*, Atti del IX Congresso Internazionale di Genetica, « Caryologia », vol. suppl. 1954.

Haldane J. B. S. — *The Biochemistry of Genetics*, London G. Allen & Unwin, Ltd 1954.

Harrison B. J. and Darby L. A. — *Unilateral Hybridization*, Reprinted from : « Nature », vol. 176, nov. 19-1955, Printed Fisher Knight & Co. Ltd St. Albans, 1955.

Haskell Gordon and A. Brown Gavin. — *Hybrid Vigour in Coltivated Tomatoes*, Druk : H. Veenman en Zones, Wageningen 1955.

Id. Id. — *Hybrid vigour in cultivated tomatoes*, in « Euphytica », 4, 1955.

Herndon Nash C. — *Genetics in Medical Education*, Reprinted from the « Journal of Medical Education », July 1955.

Id. Id. — *Genetics of the Lipidoses,* Reprinted from « Genetics and the Inheritance of Integrated Neurological and Psychiatric Patterns », vol. XXXII, Proceedings of the Association for Research in Nervous4. and Mental Disease, The Williams & Wilkins Co., Baltimore 195

Id. Id. — *Three North Carolina Surveys,* Repr. from : « American Journal of Human Genetics », vol. 6 n. 1, March 1954.

Id. Id. — *Human Genetics and Medical Education,* Repr. from : « Journal of Medical Education », vol. 29, n. 7 Part I, July 1954.

Id. Id. — *Medical Genetics and Marriage Couseling,* Repr. from : « Marriage and Family Living », vol. XVI, n. 3, August 1954.

Hollander W. F., Gowen John W., Stadler Janice. — *Gynandromorphic mice.*

Hovanitz William. — *The Combined effects of Genetic and environmental variations upon the composition of colias populations,* Reprinted from the : « Annals of the Entomological Society of America », vol. XXXVIII, No. 4, December 1945.

Jenkins T. J. — *Interspecifie and intergeneric hybrids in herbage grasses.* from : « Journal of Genetics », vol. 52, n. 2.

Jenkin T. J. C. B. E., D. Sc. — *Interspecific and Intergeneric Hibrids in Herbage Grasses,* XVI Lolium perenne and festuca with References to festuca loliacea, from « Journal of Genetics », vol. 52, No 3, Received, 28 August 1954.

Id. Id. — *Interspecific and Intergeneric Hibrids in herbage grasses,* XVII. Further grosses involving lolium perenne, from : « Journal of Genetics », vol. 53, No 3, Received 28 August 1954.

Id. Id. — *Interspecific and Intergeneric Hybrids in Herbage Grasses,* XVIII. Varios including lolium Rigidum Sens. Ampl., from : « Journal of Genetics », vol. 53, No 3, Received 28 August 1954.

Jennings Royal and Herndon nash, Vedi : Herndon Nash.

Kemp Tage. — *Medical Genetics in Denmark in Recent years,* in Danish Medical Bulletin, vol. 3, No 5, August 1956, A Publication of : « The Danish Medical Association », Copenhagen, 1956.

Kiser Clyde V. Vedi : *Social and psychological factors affecting fertility,* Volume four ... P. K. Whelpton and Clyde V. Kiser Editors ...

Krooth S. Robert. — *The Use of the Fertilities of Affected Individuals and their Unaffected Sibs in the Estimation of Fitness,* Reprinted from : « American Journal of Human Genetics », vol. 7. No 4, December 1955, Reprinted in U.S.A.

Larson Carl A. — *An Estimate of the Frequency of Phenylketonuria in South Sweden,* Repr. from : « Folia Hereditaria et Pathologica », 4, 40-46, 1954.

Id. Id. — *Hydrocephalus and Incomplete Fusion of Fetal Clefts Report on a Kindred,* da : « American Journal of Human Genetics », vol. 6, n. 1 March, 1954

Id. Id. — *The Absence of Phenylketonuria in* 8.220 *individuals not Known to ve mental defectives,* Estratto dal Vol. « Nonvant'anni delle leggi mendeliane », del prof. Luigi Gedda, Istituto Gregoriano Mendel, Roma, 1956.

Levene Howard. — *Genetic equilibrium when more than one ecological niche is available,* « The American Naturalist », vol. LXXXVI, September-October, 1953.

LEWIS F. R. S. — *Gene Interaction, Environment and Hybrid vigour*, Reprinted without change of pagination from the : Proceedings of the Royal Society », B. vol. 144, 1955.

LEWIS D. F. R. S. — *Gene Interaction, Environment and Hybrid Vigour*, Reprinted without change of pagination from the : Proceedings of the Royal Society », B, vol. 144, 1944, Printed University Press, Cambridge, 1955.

MILLER HELEN N., Vedi : GOWEN JOHN W., STADLER JANICE PLOUGH, H.H. MILLER HELEN N. — *Virulence and immunizing capacity of Salmonella Typhimurium as related to mutations in metabolic requirements.*

MONTALENTI G. — *The Genetics of Microcythemia*, Estratto da : « Caryologia », Supp. vol. VI, 1954, Industria Tip. Fiorentina, Firenze 1954.

MORPURGO GIORGIO e RUSSI MARINA. — *Eterosi in due letali dominanti in Drosofila melanogaster*, Consiglio Nazionale delle ricerche, Estratto da : « Convegno di Genetica », Supplemento « La Ricerca scientifica », Anno 25°, 1955, Arti Grafiche Panetto & Petrelli, Spoleto 1955.

MORPURGO GIORGIO, NICOLETTI BENEDETTO e SOLIMA ANGELA. — *Eterozigosi e rapporto sessi in « Drosophila melanogaster »*, in « Rendiconti dell'Accademia Nazionale dei Lincei », (Classe scienze fisiche, matematiche e naturali», Serie VIII, vol. XVIII, fasc. 3, marzo 1955.

MORPURGO GIORGIO. — *Ricerche sulla vitalità di tre alleli della Serie « W » in D. melanogaster*, Consiglio Nazionale delle Ricerche, Estratto da : « Convegno di Genetica », Supplemento a « La ricerca scientifica », Anno 25° 1955, Arti grafiche, Spoleto 1955.

MORPURGO GIORGIO, MORPURGO-CHITI LAURA. — *Su un nuovo ceppo di Drosofila « podoptera » ad alta penetranza*, in « Rendiconti dell'Accademia Nazionale dei Lincei », (Classe di Scienze fisiche, matematiche e naturali», Serie VIII, vol. XVIII, fasc. 1, gennaio 1955.

MORPURGO GIORGIO. — *Vitalità di eterozigosi per letali dominanti in « Dosophila melanogaster »*, in « Rendiconti dell'Accademia Nazionale dei Lincei », (Classe di scienze fisiche, matematiche e naturali), Serie VIII, vol. XVII, fasc. 6, dicembre 1954.

MYERS ROBERT J. — *The effect of age of mother and birth order on sex ratio at birth*, Repr. from : « The Milbank Memorial Fund Quarterly », July 1954, vol. XXXII, n. 3,

NEEL JAMES V., LAWRENCE JOHN S. and ITANO HARVEY A., Vedi scheda Lawrence John.

NEEL V. JAMES. — *The Application of genetics to Human Problems, Chapter XXIV*, Reprinted from : Genetics and the Inheritance of Integrated Neurogical and Psychiatric Patterns », vol. XXXIII, Proceeding of the Association for Research in Nervous and Mental Disease, The Williams & Wilkins Co., Baltimore 1954.

O'HARA JOSEPH G. — *The cytogenetics of Triticale*, Repr. from : « The Botanical Review », vol. 19, n. 10, december 1953.

PEACOCK A. D. — *Some problems of Parthenogenesis*, « The Advancement of Science », vol. IX, n. 34, sept. 1952.

PIROVANO ALBERTO. — *Effetti concorrenziali fra pollini di tipi dominanti e recessivi nei mais ibridi*, Estratto dagli Annali della Sperimentazione Agraria (nuova serie), Roma, 1955, Istituto di Frutticoltura e di Elettrogenetica, Roma.

PLOUGH H. H., Vedi : GOWEN JOHN W., STADLER JANICE, PLOUGH H. H., MILLER HELEN N. — *Virulence and immunizing capacity of Salmonella Typhimurium as related to mutations in metabolic requirements.*

Rhoades M. M. — *Comments on the paper* « Phenogenetic of Living Chromosomes ». Repr. from « Journal of Heredity » vol. XLV, n. 1, January-February 1954.

Id. Id. — *Legacy of Sutton*, Genetics. Repr. from « Science », October 8, 1954, vol. 120, n. 3110, pp. 553-554.

Rhoades Marcus M. — *Chromosome Mutations and Cytoplasm in Maize*. Repr. from « Science », July 23, 1954, Vol. 120 n. 3108 pp. 113-120.

Rothenbuhler C. Walter Gowen J. W. and Pash O. W. — *Allele and Linkage Relationships of the modifier genes in honey bees* (*Apis Mellifera L.*) Reprinted without change of paging from the « Journal of Heredity » vol. XLIV, No 6, November-December 1953.

Runner N. Merriam and Gayle Allen — *Sterile, Obese Mutant*, Reprinted without change of paging from the « Journal of Heredity », Washington D. C., vol. XLV No 2, March-April 1954. (Copyright 1954 by in American Genetic Association.

Saverio Luciano — *Scoperte alla Genetica. Risorgerà il nuovo mondo?*, da : « Il Politico », aprile 1954.

Sawin P. B. — *The Influence of Age of Mother on Factors of Reproduction*, Reprinted from « Annals of the New York Academy of Science », January 15 1954.

Schwartz Michael — *Specifier in Bacillus Subtilis* « Opera in Primo Fidei a Gustavus Fanerus Universitatis Gothoburgensis, vol. 59. Edit. Elnar Munksgaard, Kobenhavn, 1952.

Schwartz Dean — *Studies on the mechanism of crossing over*, Repr. from « Genetics », vol. 39, n. 5, September 1954.

Sirks M. J. — *General Genetics*, Martinus Nijhoff, The Hague, 1956.

Sonneborn Monroe — *Genes in Microorganisms*. Reprinted from « Nature », vol. 170, p. 84, July 9 1955, Fisher, Knight & Co., Ltd. St. Albans.

Id. Id. — *Il problema della scoperta e della conservazione genetica nell'uomo*. Estratto da « Convegno di Genetica ». Supplemento a « La Ricerca scientifica » Anno 25° 1955 Arti Grafiche, Spoleto 1955.

Id. Id. — *Il problema dell'eventuale genesi nella popolazione umana*. Estratto da « Rendiconti dell'Accademia Nazionale dei Lincei » Classe di scienze fisiche, matematiche e naturali. Serie VIII, vol. XVIII, fasc. 5, maggio 1955.

Sonneborn M. and Smith C. A. B. — *A comparison of the results of various methods of detecting human linkage, applied to sex-chromosome (haemophilia) and ordinary blood groups* (3144). Atti del IX Congresso Internazionale di Genetica, « Caryologia », vol. Suppl. 1954.

Snow Betty. — *Sensory Acquisition of Chromosome Number in Drosophila Melanogaster*. Reprinted from « Heredity » vol. 9, Part I, April 1955 Oliver and Boyd Ltd. Edinburgh 1955.

Sonia and psychological factors affecting fertility. Volume four. Further reports on hypotheses and other data from the Indianapolis Studies. P. K. Whelpton and Cyclo V. Kiser Editors. Repr. from « The Milbank Memorial Fund Quarterly », vol. XXXII, n. 1, n. 2, n. 3, n. 4 ; vol. XXXIII, n. 1, n. 2, n. 3.

Stadler Jessie Voll, Gowen John W., Stadler Jessie Voll, Muller Helen N. — *Virulence and immunizing potency of Salmonella Typhimurium as related to mutation to metabolic requirements*.

Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti, Venezia. — *Carte geografiche cinquecentesche a stampa della Biblioteca Marciana e della Biblioteca del Museo Correr di Venezia*. Venezia, C. Ferrari, 1945

Martorell Portas D. Vicente. — *Cartografia local planos geométricos de Barcelona de mediados de Siglo* XIX, Memorias de la Real Academia de Ciencias y artes de Barcelona, Tercera época nº 652, vol. XXXII, nº 4, Barcelona, noviembre, 1955.

Soeiro De Brito Raquel. — *A Ilha de Sao Miguel, Estudo Geografico*, Instituto de Alta Cultura Centro de Estudos Geograficos, Lisboa, 1955.

Vellard Jean. — *La flore, la faune, les hommes*. Encyclopédie de l'Amerique Latine, politique, économique, culturelle, Presses Universitaires de France, 1955.

ISTRUZIONE PUBBLICA

Fortunati Paolo. — *Maestro e scolaro*, Università di Padova, febbraio, 1955.

Id. Id. — *Università, Istituti Universitari*, Discorso pronunciato al Senato della Repubblica nella seduta del 3 maggio, 1956, Tip. del Senato, Roma, 1956.

Id. Id. — *Libera docenza e vita universitaria*, Discorso pronunciato al Senato della Repubblica nella seduta del 17 aprile, 1956, tip. del Senato, Roma, 1956.

Ministero della Pubblica Istruzione. — *Annuario* 1953-1954. Volume primo-secondo, Roma, ed. F.lli Palombi, 1955.

Mazzuchelli Silvio. — *Disoccupazione e Istruzione professionale*, da : « Realtà Nuova », 87º distretto del Rotary Internazionale, Italia.

Salvemini Tommaso. — *Le scuole secondarie di avviamento professionale in Italia*, da : « Rassegna di Statistiche del Lavoro », Anno VIº nº 1 gennaio-febbraio, 1954.

Travaglini Volrico. — *L'insegnamento delle discipline economiche nelle Facoltà di Economia e Commercio*. Estr. da : « Economia Internazionale », vol. VII, nº 4, 1954.

Universidad Nacional de Eva Peron. — *Anuario*, Eva Peron, prov. Bs. As. Rep. Arg., 1953.

University of Cambridge. — *Third Report Activities in the Years*, 1951-1953, Department of Applied Economics, Cambridge, february, 1954.

U.N.U.R.I. Unione Nazionale Universitaria Rappresentativa Italiana, centro studi. — *Una proposta di legge per il riconoscimento giuridico degli organismi rappresentativi studenteschi*, suppl. alla « Rassegna di Statistiche Universitarie », Roma, aprile 1955.

LAVORO-LAVORI PUBBLICI

Alberti Salvatore. — *Caratteristiche e preferenze di un gruppo di famiglie assegnatarie di alloggi Ina-Casa*. Gestione Ina-Casa, Ente Gestione Servizio Sociale, Roma, marzo, 1956.

Budinis Manlio. — *La ricostruzione edilizia del dopoguerra in Francia*. Quaderni della Società Generale Immobiliare di lavori di utilità pubblica ed agricola, 1, Roma, Off. Poligra. Laziale, 1955.

BLUMEN ISADORE and KOGAN MARVIN and MCCARTHY L. PHILIP. — *The industrial Mobility of Labor Process*. Cornell Studies in Industrial and Labor Relations, vol. VI, Ithaca, New York, march, 1955.

CASSA PER OPERE STRAORDINARIE DI PUBBLICO INTERESSE NELL'ITALIA MERIDIONALE (Cassa per il Mezzogiorno). — *Atti del* II° *Convegno di Napoli*, 4-5 *novembre* 1953, L'industrializzazione e l'istruzione professionale nel mezzogiorno, Roma, 1954.

CHIARELLI GIUSEPPE. — *La convenzione collettiva di lavoro*. Rivista di diritto internazionale e comparato del lavoro, vol. II, secondo fasc., Agosto 1955, Cappelli Editore, Bologna, 1955.

DUBREUIL HYACINTHE. — *Le travail et la civilisation*, Paris, Plon, 1953.

FERRAROTTI FRANCO. — *Il dilemma dei sindacati americani*. Edizioni di Comunità, Milano, 1954.

ID. ID. — *Premesse al sindacalismo autonomo*, a cura del Movimento Comunità, Tipografia Torinese, Torino, 1951.

HENON R. — *Combien de machines peut-on confier a un seul agent ?*.

I FASCI SICILIANI. — *Movimento operaio*, rivista di storia e bibliografia n° 6, novembre-dicembre, 1954, Nuova Serie.

INA CASA. — *Piano incremento occupazione operaia*, Case per lavoratori. Bilancio della Gestione Ina-Casa per gli esercizi 1953-54 e 1954-55. Relazione del comitato di attuazione e del collegio dei revisori dei conti. F. Damasco, Roma.

I.N.O.L. — ISTITUTO NAZIONALE DI ORGANIZZAZIONE DEL LAVORO. — *Convegno di studi su « L'orario settimanale di* 36 *ore nell'industria »* 6-7 marzo, 1955. Quaderni dell'I.N.O.L., n° 2, Pisa, 1955.

LASORSA GIOVANNI. — *Dei criteri di scelta di una rappresentazione delle forze del lavoro*. Estr. da : « Bollettino dell'Istituto Internazionale di Statistica », vol. XXXIV, 2 parte, Roma, F. Failli, 1954.

MCCAFFREY JOHN L. — *Concerning the boss*. Clippings of Note, Irvington-on-Hudson, N.Y., the Foundation for Economic Education, Inc., 1955

MINISTERO DEL LAVORO E DELLA PREVIDENZA SOCIALE. — *Classificazione professionale*, nuova edizione, Istituto Poligrafico dello Stato, Libreria delo Stato, Roma, 1955.

MINISTÈRE DU TRAVAIL ET DE LA PRÉVOYANCE SOCIALE. — *Office National du Placement et du Chomage*. Le Chomage des Femmes mariees. Collection « Etudes economiques et sociales », Bruxelles décembre, 1955.

MORSA JEAN. — *Recherches sur le Chomage des employes*, Etudes sur le Chômage, Université Libre de Bruxelles, Bruxelles, 1956.

MORTATI COSTANTINO. — *Atti del Convegno su la tutela delle libertà nei rapporti di lavoro*, Torino, 20-21, novembre, 1954, Dott. A, Giuffè, Editore, Milano, 1955.

ID. ID. — *Le travail dans la constitution Italienne*, vol. I, III quadrimestre, 1953, in Rivista di diritto internazionale e comparato del lavoro, Cappelli, Editore, Bologna, 1953.

INA-CASA. — *Piano incremento occupazione operaia-case per lavoratori*. Bilancio della gestione per l'esercizio 1953-54. Relazioni del Comitato di Attuazione e del Collegio dei Revisori dei Conti. Roma, F. Damasso, 1954.

PLANELL RIERA D. FRANCISCO. — *Problemas especiales de la traccion elèctrica en ferrocarriles metropolitanos*. Memorias de la Real Adademia de Ciencias y artes de Barcelona, Tercera época n° 650, vol. XXXII, n° 2. Barcelona, octubre, 1955.

LETTERATURA

COMAS JUAN. — *La lengua Vernacula y el Bilinguismo en la educacion*. America Indigena, vol. XVI, nº 2, abril, 1956.

GRANERI GINO. — *Il cielo non è rosso* !, Romanzo, Edizione « Finzia », Roma, maggio, 1955.

GRANERI LINO. — *Giuda Iscariota*, tragedia, Edizioni « Finzia ». Roma, 1956.

HERDAN G. — *Language in the Light of the Theory of Information*, da : Rivista "Metron" vol. XVIIº nº 1-2, 31 dicembre, 1953.

PELLEGRINI ANGELO M. — *Americans by Choice*, The Macmillan Company, New York, 1956.

SBAROUNIS ATHANASE J. — *Studies and memoirs from the second World War. Table of contents*.

TITHERLEY A.W. — *Shakespeare's Identity*, William Stanley 6th Earl of Derby, The Wykeham Press, Winchester, 1952.

MATEMATICA

BETH E.W. — *Les Fondaments Logiques des Mathématiques*, collection de logique Mathématique série A, Gauthier, Villars, Paris, 1955.

BRAMBILLA FRANCESCO. — *Le equazioni alle differenze finite*, I.S.E., 1954.

DE FINETTI BRUNO - OTTAVIANI G. — *Una legge riguardante l'estinzione nei processi di eliminazione*. A proposito della legge di estinzione nei processi di eliminazione da : « Giornale dell'Istituto Italiano Attuari », anno XVI, 1953, Roma, 1953.

FROLA EUGENIO. — *Su di un articolo di F. Insolera apparso sul « Giornale di Matematica Finanziaria »*, estr. dagli : « Atti della Accademia delle Scienze di Rorino », vol. 88 (1953-54).

GUMBEL E. J. — *Die Bedeutung der Parameter in der Gomperts-Makehamschen Formel*. Sonderdruck aus Blätter der deutschen Gesellschaft für Versicherungsmathematik (deutscher aktuarverein) E.V., Band, II Heft.2

ID. ID. — *La definizion de l'age limite*. estr. da : « Giornale dell'Istituto Ital. degli Attuari », Roma, a. XVI, 1953, Gubbio, « Oderisi », 1954.

HALL WICK DICK and SPENCER II L. GUILFORD. — *Elementary Topology*. John Wiley & Sons, Inc. New York, 1955.

KUN H.W. - TUCKER A.W. — *Contribution to the theory of games*, voll. I-II. Annals of Mathematics Studies, nº 24-28. Princeton, New Yersey. Princeton, University Press, 1950-1953.

JECKLIN H. und STRICKLER P. — *Eine Variante zur F.Methode der Reserveberechnung*, da : "Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherung mathematiker" 54 Band, Heft 1, 30 April, 1954.

JECKLIN HEINRICH. — *Lidstonesche Näherungsformel und Makehamsche Funktion*. Sonderdruck aus Blätter der Deutschen Gesellschaft für Versicherungsmäthematik, (Deutscher Akatuarverein) E.V., Band II, Heft, 1

ID. ID. — *Sulla rappresentazione delle curve della riserva matematica per mezzo di iperboli*. Estr. dal Giornale dell'Istituto degli Attuari, anno XVIII, 1955, Istituto Italiano degli Attuari, Roma, 1955.

ID. ID. — *Sui fondamenti dell'interpolazione iperbolica nel calcolo delle riserve matematiche*. Etr. dal : « Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari », anno, XVII, 1954.

Id. Id. — *Uber die Möglichkeit, Sterbetafeln so auszugleichen, dass die Reserve kurven generell hyperbolisch sind* Sonderdruck aus Blätter der deutschen Gesellschaft für Versicherungsmathematik, Band II, heft, 3 November 1955, Konrad Triltsch Verlang Würzburg.

Id. Id. — *Varia zur hyperbolischen Interpolation von Reservekurven,* Sonderabdruck aus den Mitteilungen der Vereiniging schweizerischer Versicherungsmäthematiker, 56, Band, Herft 1, 30 April, 1956, Druck Stämpfli & Cie, Bern, 1956.

Jecklin H. - Strickler P. — *Wahrscheinlchkeitstheoretische Begründung mechanischer Ausgleichung und deren praktische Anwendung.* Sonderabdruck aus den Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, 54 Band, Heft 2, 30 Oktober, 1954, Bern, stamfli & Cie, 1954.

Polya G. — *Mathematics and plausible reasoning,* vol. 1: *Induction and analogy in mathematics,* vol. II: *Patterns of plausible inference.* Princeton, Princeton, University Press, 1954.

Smith Cedric A.B. — *Biomthematics. The principles of mathematics for students of biological science,* London, C. Griffin & Co., 1954.

United States Department of Commerce - National Bureau of Standards. — *Table of the Gamma Function for Complex Arguments.* National Bureau of Standards, Applied Mathematics Series, 34.

Yocca Jose. — *La Matemática Ciencia Auxiliar de la Economia,* Publ. en los "Anales del Primer Congreso Nacional de Estudiantes de Ciencias Económicas ».

MEDICINA E MALATTIE SOCIALI.

Bologna U. e Piccioni V. — *Contenuto ormonico placentare in rapporto al sesso del feto.* Estratto da : « La Clinica Ostetrica e Ginecologica », vol. LVII, fasc. 2 aprile, 1955, Ditta Luigi Pozzi, Editore, Roma, 1955.

Burke Revere Jane. — *Les Morts Vivants, Offrent aux Humains leur Collaboration.* Edit. Santoza, Genéve,

Cafferata Juan (hijo). — *Circulacion Arterial de la Hipofisis.* Imprenta de la Universidad Cordoba, Republica Argentina, 1951.

Colombo Bernardo. — *Sull'ora della nascita e dell'inizio del travaglio.* Estratto dalla : « Rivista d'Ostetricia e Ginecologia pratica », nº 5, maggio 1955, Scuola di Statistica dell'Università di Padova, Padova, 1955.

Committee on Analgesia in Midwifery. — *The use of Trilene by Midwives,* Medical Research Council. Memorandum, nº 30, London, Her Majesty's Stationery Office, 1954.

Committee of Privy Council for Medical Research. — *Report of the Medical Research Council for the year,* 1954-1955, Her Majesty's Stationery Office, London, 1956.

Densmore Frances. — *The Use of Music in the Treatment of the Sick by American Indians,* da : "Smithsonian Report " for 1952, pages 439-454 With 4 Plates.

Diseases of the heart and blood vessels. Facts and figures. Revised edition. Published by American Heart Association in cooperation with National Heart Institute, 1954.

Dunn L. C. — *The coming of age of blood group research.* The American Naturalist, January-February, 1955

EKBLAD MARTIN. — *Induced Abortion on Psychiatric Grounds*, A Follow-up Study of 479 Women, Acta Psychiatrica et neurologica scandinavica Supplementum, 99, Ejnar Munksgaard, Copenhagen, 1955.

ID. ID. — *Induced abortion on psychiatric grounds*, A follow-up study of 479 women, Munksaard, Copenhagen, 1955.

FEDERICI NORA. — *Sull'età alla prima mestruazione e sui fattori che la influenzano*. Estr. dagli : « Atti IX, X e XI Riunione, Roma », Spoleto S.A. Arti Grafiche Panetto & Pettrelli, 1951.

GILSON J.C. and P. HUNG JOMES. — *Lung Function in Coalworkers' Pneumoconiosis*. Her Majesty's Stationery Office, London 1955.

GOWEN W. JOHN. — *Significance and Utilization of Animal Individuality in Disease Research*. Extract from : Journal of National Cancer Institute" vol. 15, nº 3 December, 1954.

HERDAN G, — *The relation between brith weight and subsequent weight in childhood*, repr. from: "Archives of Disease in Childhood", vol. 29, nº 145, June, 1954.

HURSEY J. RUDOLPH, WITKOP CARL J., MIKLASHEK DORIS, SACKETTY LEE M. — *Dentinogenesis Imperfecta in a Racial isolate with multiple hereditary defects*, reprinted from : "Oral Sugery, Oral Medicine, and Oral Pathology", vol. 9 nº 6, june 1956, Printed in the U.S.A.

von HUSER H.J., MOOR JANKOWSKI J.K. und ROSIN S. — *Neue serologische Untersuchungen beiden Walsern und Romanen in Graubünden, durchgeführt im Jahre* 1954, Sonderabdruck aus der Schweizerischen Medizinischen, Wochenschrift, 86, Jah. 1956, Nr. 24.

JOHR PIERRE. — *Valeurs moyennes et limites normales, en fonction de l'âge, de quelques mesures de la tête et de la région oculaire, n.* 2177, Genève, Ed. Médecine et Hygiène, 1954.

KEKWICK R.A., MACKAY MARGARET. — *The Separation of Protein Fractions from Human Plasma with Ether*. Medical Research Council, Special Report, series, nº 286, London, Her Majesty's Stationery, Office, 1954.

KING J. D. - MELLAMBY MAY. — *The Effect of Sugar Supplements on Dental Caries in Children*. (Medical Research Council Special Report, series, nº 288), London, Her Majesty's Stationery, Office, 1955.

KNAUS H. — *Zur Frage der Ursachen unserer Geburtenrückganges*, Wiener Medizinische Wochenschrift Seperatabdruck aus 106, Jahrg 1956 n. 15, Verlag und Druck, Wien, 1956.

KOYA YOSHIO. — *A study of induced abortion in Japan and its significance*. Repr. from : "The Milbank Memorial Fund Quarterly", July, 1954, vol. XXXII, nº 3.

ISTITUTO DI MEDICINA SOCIALE ROMA. — *L'azione della medicina sociale per la rinascita delle aree depresse*, Atti del secondo Convegno Nazionale su L'azione della medicina sociale per la rinascita del Delta Padano, Ferrara, 11-12-13 Giugno, 1955.

ISTITUTO DI MEDICINA SOCIALE. — *L'azione della medicina sociale per la rinascita delle aree depresse*, atti del 1 Convegno nazionale, Campobasso, 2-3 ottobre, 1954.

LUCHERINI TOMMASO. — *Il Reumatismo, malattia Sociale*, Quaderno nº 6 della Rivista «I problemi del Servizio Sociale », Tip. «Atena», Roma, 1954.

MACFARLANE R.G. and BIGGS ROSEMARY. — *The Diagnosis and Treatment of Haemophilia and its Related Conditions*, Privy Council "Medical Research Council", memorandum, nº 32, London, Her Majesty's Stationery Office, 1955.

MELLAMBY MAY. — Vedi : KIN S.D., MELLAMBY MAY. — *The Effect of Sugar Supplements on Dental Caries in Children.*

NAVAL MEDICAL RESEARCH LABORATORY U.S. NAVAL SUBMARINE BASE NEW LONDON. — *Summaries of research reported on during Calendar Year*, 1954.

NERVE INJURIES COMMITTEE OF THE MEDICAL RESEACH COUNCIL. — *Peripheral nerve injuries.* Medical Research Council Special, Report series nº 282, London, Her Majesty's Stationery Office, 1954.

PATON W.D.M. - WALDER D.N. — *Compressed Air Ill ness. An investigation during the construction of the Tyne tunnel*, 1948-50. Medical Research Council Special Report series, nº 281, London, Her Majesty's Stationery Office, 1954.

PENMAN JOHN - SMITH MARION C. — *Intracranial Gliomata*, Medical Research Council. Special report, series nº 284, London, Her Majesty's Stationery Office, 1954.

SCHELLING von HERMAN. — *Mathematical Deductions from Empirical Relations Between Metabolism, Surface Area, and Weight*, da : Annals of the New York Academy, of Sciences, vol. 56, art. 7, pages 1143-1164.

SMITH F.E. — *Indices of Heat Stress. A Statistical Comparison of Effective Temperature and an Index Based on Sweat Loss.* Privy Council Medical Research Council Memorandum, nº 29, London, Her Majesty's Stationery Office, 1955.

TIZZANO ANTONIO. — *Sull'andamento della difterite in Italia*, da : « Difesa Sociale », gennaio-marzo, 1954.

VERSCHUER FRIHERR von O. — *Die Bedeutung der Erbforschung für die praktische Medizin.* Sonderdruck aus "Regensburger Jahrbuch für ärztliche Fortbildung, Band III, 1953.

WALDER D.N. — Vedi : PATON W.D.M., WALDER D.N. — *Compressed Air Ill ness.....*

WALTERS J. H. - WATERLOW J.C. — *Fibrosis of the Liver in West African Children.* Medical Research Council. Special Report series nº 285.London Her Majesty's Stationery Office, 1954.

WATERLOW J.C. — Vedi : WALTERS J.H. - WATERLOW J.C. — *Fibrosis of the Liver in West African Children.*

WEINTRAUB WALTER. — *Étude des variations de la capacité des ventricules cérébraux. Thèse* nº 2195, Paris, G. Doin et Cie, 1953.

WHITE E. CHARLES. — *Report on Effect of Increased atmospheric pressure upon hearing*, Medical Research Laboratory, U.S. Naval Submarine Base New London, Memorandum report nº 55-7 21 december NM 002014.06.03, Naval Medical Research Laboratory for Official Use.

ID. ID. — *Report on Effect of Increased atmospheric pressures upon intelligibility of spoken words*, Medical Research Laboratory, U.S. Naval Submarine Base, New London, Memorandum report nº 55-8, 22 december 1955 NM 002014.06.04 Naval Medical Research Laboratory for Official Use.

WIDDOWSON E.M. - MCCANCE R.A. — *Studies on the Nutritive Value of Bread and on the Effect of Variations in the Extraction Rate of Flour on the Growth of Undernourished Children.* Medical Research Council. Special Report series, nº 287, London, Her Majesty's Stationary Office, 1954.

POLITICA E SCIENZE POLITICHE

ADENAUER CORRADO (Prefazione di). — *Germania d'oggi*, Pubblicazioni dell'ufficio informazioni e stampa del Governo della Repubblica Federale tedesca. Germania, 1955.

AZNAR SEVERINO. — *Impresiones de un demócrata cristiano*. Ecos del Catolicismo Social, Madrid, Editorial Bibliográfica Española, 1956.

BADINI CONFALONIERI VITTORIO. — *La Somalia e l'evoluzione del continente africano*. A cura del Banco di Roma.

BALDRICH ALBERTO. — *La clase social politica. Su Evolución en la Cultura Occidental*, Boletín de Estudios Políticos, nº 2, Mendoza, 1952.

BARBANO FILIPPO. — *Aspetti psicologici e politici di una campagna elettorale*, da : « Il Politico » n. 1, 1954.

ID. ID. — *Concetto e natura dell'opinione Pubblica*, Estratto da « Studi Politici », anno III fasc. 2-3.

ID. ID. — *L'Acton Society Trust per lo studio delle « large-scale organisations »*, da : « Il Politico », nº 1, 1954.

ID. ID. — *La struttura interna dei partiti politici americani*, da : « Il Politico », nº 1, 1954.

ID. ID. — *Propaganda, pubblicità e relazioni pubbliche*, da : « Il politico », nº 2, 1953.

ID. ID. — *Strategia e tattica del Comunismo*. Da « Il politico » n. 1, 1954.

BARZINI LUIGI Jr. — *I Comunisti non hanno vinto*, Arnoldo Mondadori, 1955

BENVENUTI LODOVICO. — *Trieste e la collaborazione occidentale*. Discorso pronunciato a Roma il 16 dicembre 1954.

BLUHDORN RUDOLF. — *Internationale Beziehungen Einführung in die Grundlagen der Aussenpolitik*, Rechts, und Staatswissenschaften, Band, 14, Springer Verlag, Wien, 1956.

BOSSANO LOUIS . — *El mandato Publico*, Casa de la cultura ecuatoriana, 1955.

Cinque anni di amministrazione fiduciaria italiana della Somalia. Pubblicato dal Dipartimento dell'Informazione Pubblica delle Nazioni Unite.

DEL VECCHIO GIORGIO. — *Lo Stato*, Roma, Ed. Studium. 1953.

GERMANI GINO. — *Integracion politica de las Masas y el Totolitarismo*, Colegio Libre de Estudios Superiores, Buenos Aires, 1936.

GROS ESPIELL HECTOR. — *Las Costituciones del Uruguay*. Ediciones Cultura Hispanica, Madrid, 1956.

ID. ID. — *Las constituciones del Uruguay*, Ediciones Cultura Hispanica, Madrid, 1956.

GRUENTHER ALFRED M. — *Rapporto sullo stato attuale della difesa dell'occidente*, Con una introduzione di T. Sillani e intervento di P. E. Taviani e G. Martino, a cura del Banco di Roma, Roma, 1955.

GUAL VILLALBI' D. PEDRO. — *La politica economica de guerra y la politica economica de paz*, Ideas fundamentales y abstrastas, Fomento dal Trabajo Nacional Sercicio Sindical de Alta Cultura economica, Ediciones ARIEL S.L., Barcelona, 1942-43.

ID. ID. — *Preocupaciòn actual por una politica de la familia y relaciòn con la politica economica*, Fomento del Trabajo Nacional, Servicio Sindical de Alta Cultura Economica, Ediciones ARIEL S.L. Barcelona, 1945.

IDEAS ON LIBERTY. — *The foundation for economic education.* Irvington-on-Hudson, New York, september, 1955.

LE NAZIONI UNITE. — *Il decimo anno*, Introduzione al decimo rapporto annuale del Segretario Generale, Departimento dell'informazione Pubblica.

LUCE BOOTHE CLARE. — *L'Europa e l'America*, United States Information Service.

MAYO ELTON. — *The political problem of industrial civilization.* I. *The Modernization of a Primitive Community*, II. *Change and Its Social Consequences*, Cambridge, Harvard University, 1947.

MARTINO GAETANO. — *Orientamenti e sviluppi della politica estera Italiana*, a cura del Banco di Roma, Roma, 1955.

MALAGODI GIOVANNI FRANCESCO. — *Il Partito Liberale, lo Stato e il ceto medio.* Roma, Tip. Montecatini, 1954.

ID. ID. — VII *Congresso Nazionale, Relazione e replica del Segretario generale*, Partito Liberale Italiano, Roma, 9-10-11, dicembre, 1955.

ID. ID. — *Discorso sulla situazione politica*, Roma, 2 ottobre. 1955.

ID. ID. — *Governo od Opposizione*, Partito Liberale Italiano, Milano, 16 gennaio, 1956.

ID. ID. — *Situazione finanziaria e situazione politica.* Discorso pronunciato alla Camera dei Deputati, il 23 febbraio, 1956, Roma, 1956.

MANCINELLI GIUSEPPE. — *La parte dell'Italia nella difesa dell'Europa.* Discorso pronunciato a Roma il 27-1-1955 nella Sede del Banco di Roma, sotto gli auspici del Centro Italiano di studi per la riconciliazione internazionale, con una introduzione del Segretario generale permanente dell'Istituto Tomaso Sillani. Banco di Roma, 1955, n. 8°, pp. 29, tavv.

MATTARELLA BERNARDO. — *Solidarietà Europea e politica Italiana degli scambi*, discorso pronunciato a Roma, il 27 gennaio, 1956. a cura del Banco di Roma.

MEAD MARGARET. — *Società ed autorità nell'unione sovietica*, Casa Editrice, La Nuova Italia, 1956, Cremona.

MEDICI GIUSEPPE. — *Discorso sul bilancio del tesoro Pronunciato alla Camera dei Deputati il 28 marzo, 1956*, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma, 1956.

MORTATI COSTANTINO. — *Ispirazione democratica della costituzione*, Estratto da «Il secondo Risorgimento», Istituto Poligrafico dello Stato, Roma, 1955.

NATIONS UNIES - UNITED NATIONS. — *Dix années d'efforts en faveur de la paix*, Département de l'Information de l'Organisation des Nations Unies 1955.

OCCIDENTE. — 1 luglio 1954, Roma, Apollon, 1954.

PELLA GIUSEPPE. — *Gli sviluppi del processo di unificazione Europea*, con una introduzione di Tomaso Sillani, a cura del Banco di Roma, Staderini, Roma, 1955.

PIO XII. — *L'opera della chiesa per la concordia e la pacificazione tra le nazioni* Banco di Roma, 13 ottobre, 1955.

PRO CIVITATE CHRISTIANA, Milano, P. Vera.

QUARONI PIETRO. — *Aspetti della diplomazia contemporanea.* Oriente e Occidente. Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti, Officine Grafiche Carlo Ferrari, Venezia, 1956.

READ LEONARD E. — *Government. An ideal concept*, Irvington-on-Hudson, The Foundation for Economic Education Inc., 1954.

REPUBBLICA ITALIANA - Centro di Documentazione della Presidenza del Consiglio dei Ministri. — *I primi sei mesi del Ministero Scelba nei comunicati del Consiglio dei Ministri*, 11 febbraio, 23 agosto 1954, anno I, vol. I Supplemento al fasc. di settembre della Rivista « Documenti di vita Italiana ».

RICHTHOFEN BOLKO FRHR von. — *Die kommunistische Darstellung der ostdetschen Geschichte*, Institut zur Erforschung der Udssr, Munchen, 1956.

RUSSEL DEAN. — *A short history of liberty*, Clippings of Note, Irvington on-Hudson, N.Y., The Foundation for Economic Education, Inc., 1955

SOEKARNO. — *Ideali e realtà della libera Indonesia*, a cura del Banco di Roma, Roma, 1956.

SPAVENTA LUIGI. — *Il Laburismo britannico non è esportabile*, da : « Rivista di Politica Economica », anno XLIV°, III° serie, fasc. V°, maggio 1954.

SAMBIN PAOLO. — *Problemi politici attraverso lettere inedite di Innocenzo IV*, Memorie, vol. XXXI, fascicolo, III, Istituto Veneto di scienze, lettere ed arti, Presso la Sede dell'Istituto Veneto, Venezia, 1955.

SPAVENTA RENATO. — *Rassegna delle Pubblicazioni*, da : « Rivista di Politica Economica », aprile, 1954.

STALEY EUGENE. — *The future of underdeveloped Countries. Political implications of economic development*. New York, Harper & Brothers, 1954.

STASSEN HAROLD EDWARD. — *I Problemi mondiali del disarmo*, a cura del Banco di Roma.

STATISTIKK. — *Statistics on treason and collaboration* 1940-1945, Norges Offisielle Statistikk, XI, 179.

TALIANI FRANCESCO MARIA. — *Italia e Spagna*, con una introduzione di Tomaso Sillani, a cura del Banco di Roma, Roma, 24 marzo, 1955.

TEITGEN HENRI PIERRE. — *La Comunità Europea di difesa*, da : « Civitas », n° 2-3, febbraio, marzo, 1954.

VALERI VALERIO. — *Le relazioni internazionali della Santa sede dopo il secondo conflitto mondiale*, a cura del Banco di Roma, Roma, 1956.

VRATUSA ANTON. — *Le prospettive della collaborazione Italo-Jugoslava nel quadro della politica Europea*, a cura del Banco di Roma, Roma, 1956.

ZINKIN MAURICE. — *Asia and the West*. New York, Institute of Pacific Relations, 1953.

POPOLAZIONE

BALASSO A. — *Saggio bibliografico sui problemi dell'emigrazione*, Spunti e polemiche, Mondo Aperto, Roma, Giug. Ag. 1956.

BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM DES INNERN. — *Der Staatssekretar für Angelegenheiten der Heimatvertriebenen*, Bayern und sein Flüchtlingsproblem, München, 1953.

BUNDESMINISTER FUR VERTRIEBENE BONN. — *Vertriebene, Flüchtlinge, Krigsgefangene, Keinatlose ausländer* 1949-1952, Bonn, 1953.

BUNDESMINISTERIUM FUR VERTRIRBENE FLUCHTLINGE UND KRIEGSGESCHADIGTE. — *Die Betreuung der, Vertriebenen, Fluchtlinge etc.*, Bonn Germany, 1956.

COMMISSIONE INTERNAZIONALE CATTOLICA PER LE MIGRAZIONI. — *Documentazione a cura della Commissione Internazionale Cattolica per le migrazioni* nº 1-2-3-4, Ginevra, 1956.

COURT S.D.M. — Vedi : SPENCE JAMES, WALTON W.S., MILLER F.J.W., COURT S.D.M. — *A thousand Families in Newcastly upon Tyne...*

DE BENEDETTI RINALDO. — *Il problema della popolazione in Italia*. Prefazione di Guido Piovene. Milano, Edizione di Comunità, 1954.

DICKINSON ROBERT E. — *The population problem of southern Italy*, Maxwell School, Syracuse University Press, 1955.

FORTUNATI PAOLO. — *La popolazione nel pensiero di Antonio Genovesi*, in : « Statistica », Bologna, gennaio, marzo, 1956.

ID. ID. — *La popolazione nel pensiero di Antonio Genovesi*, in « Statistica », Cappelli Editore, Bologna, 1955.

GEDDA LUIGI. — *I problemi della popolazione*. Discorso pronunciato a Roma il 14 gennaio 1955 nella Sede del Banco di Roma, sotto gli auspici del Centro Italiano di studi per la riconciliazione internazionale, con una introduzione del Segretario generale permanente dell'Istituto Tomaso Sillani e un intervento del Ministro della P. I. on. Giuseppe Ermini. Banco di Roma, 1955, in 8º, pp. 32.

ID. ID. — *I problemi della popolazione*, estr. da : « Rassegna Italiana », gennaio, 1955.

HAUT COMITÉ CONSULTATIF DE LA POPULATION E DE LA FAMILLE, *La population française, Tome I France métropolitaine, La documentation française*, Paris, 1955.

INSTITUT FUR SIEDLUNGS - UND WOHNUNGWESEN DER WESTF. WILHELMS. UNIVERSITAT. — *Die wirtschaftliche und soziale Eingliederung der Vertriebenen im Vest Rzcklinghausen*, Münster (Westf.), 1955.

IPSEN GUNTHER. — *The population of Central and Western Germany*, R.E. M.P. Bulletin, Research Group for European Migration Problems, volume 3, nº 3, july-sept. 1955. Editor G. Beijer.

ID. ID. — *Wachstum und Gliederung der Bevölkerung Jugoslawiens*. Osteuropa-Haundbuch. Jugoslawien, Sonderdruck, Köln, Graz, Böhlau, Verlag, 1954.

KUZNETS SIMON and RUBIN ERNEST. — *Immigration and the Foreign Born, Occasional Paper*, 46, National Bureau of Economic Research Inc. New York, 1954.

LESSA A. WILLIAM. — *Depopulation on Ulithi*, reprint from Human Biology, sept. 1955, vol. 27, nº 3, Published Quarterly by Wayne University Press Detroit I Michigan, U.S.A., september, 1955.

LUDOWICI J.W. — *Uber die Moglichkeiten und Methoden internationaler Vergleiche im Wohnungsbau, Association for the study on the world refugee problem*, Housing Expert Commission, 1956.

MCCLEARY G.F. — *The Malthusian Population theory*, Ed. Faber & Faber Limited, London.

MINISTERO FEDERALE PER GLI ESPULSI E DANNEGGIATI DI GUERRA, BONN. — *Dati di fatto relativi alla questione dei tedeschi espulsi e rifugiati*, 3, Edizione, Printed in Germany, 1956.

MULLER K. VAL. — *Die Dynamik und der Erfolg der sozialen Integration und Selbsteigliederung der heimatvertriebenen Familien in Westdeutschalnd*, Vaduz, 1956.

NIEDERSACHSISCHES AMT FUR LANDESPLANUNG UND STATISTIK. — *Need and Assistance, The problem of Expellees and Refugees in Lower Saxony*, 1954.

ID. ID. — *Niedersachsen und das Flüchtling-sproblem, Reithe F Band* 6 *Heft* 1, Die Heimatvertriebenen in Niedersachsen, Von Dr. Hans Joachim Malecki, Heft 2 Tabellenteil, Heft 3 Aufbau aus Eigener Kraft, Hannover, 1950-1951.

P.E.P. — *World population and resources, Population et ressources du monde.* London, the Chiswick Press.

PIOVENE GUIDO. — Vedi : DE BENEDETTI RINALDO. — *Il problema della popolazione in Italia.* Prefazione di Guido Piovene.

ROSENBERG LOUIS. — *Canada's Jewish Community. A brief survey of its history, growth & characteristics,* Canadian Jewish Population Studies, Canadian Jewish Community, series, nº 1.

ID. ID. — *Population Characteristics of The Jewish Community of Toronto.* Canadian Jewish Population Studies, Jewish Community, series, nº 3

RUMNEY J. PH. D. — *The problem of differential fertility*, articolo pubblicato nella Rivista « Population", vol. II nov. 1935, nº 1 pag. 20.....

SAUVY ALFRED. — *Théorie générale de la population.* vol. II biologie sociale, Presses Universitaires de France, Paris, 1954.

SCHWIDETZKY ILSE. — *Das Problem des völhertodes. Eine Studie zur Historischen Bevölkerungsbiologie.* Stuttgart, F. Enke, 1954.

SJOGREN TORSTEN. — Vedi : LARSSON TAGE - SJOGREN TORSTEN. — *A methodological, psychiatric and statistical study of a large Swedish rural population.*

THE MAINICHI NEWSPAPERS, TOKYO. — *Some Facts About Family Planning in Japan,* Population Problems series, ne 12, Tokyo, 1955.

ID. ID. — *Third Public Opinion Survey on Birth control in Japan,* Population Problems series nº 13, Tokyo, 1955.

THE POPULATION COUNCIL. INC. — *Report of the Executive Officers for the Period november* 5, 1952 *to december* 31, 1955. Administrative Office, New York, 1952, 1955.

VENTURA OVIDIO S. — *Tendencias y estructura de la poblacion Argentina.* Buenos Aires, 1953.

VILLAR SALINAS JESUS. — *Comentarios sobre el Congreso Mundial de la Poblacion,* estr. da : « Revista Internacional de Sociologia », nº 46, abril-junio, 1954.

PSICOLOGIA - SCIENZE SOCIALI

ANDERSON C. ARNOLD. — *The Role of the Textbook in the Teaching of Social Sciences in American Universities.*

BARLOW WALTER G., ROSHWALB IRVING. — *Scale analysis, the measurement of attitudes.*

BEAN KENNETH L. — *Construction of Educational and Personnel Test,* Edit. McGraw-Hill Book Company, New York 1953.

BOOR (DE), W. — *Zur psychischen Wirkung von männlichen Sexualhormen.* Sta in : BEITRÄGE *zur Sexualforschung* ... 7 Heft, II Teil, 1955, pp. 8-11.

Brunori Nicola. — *La Parapsychology Foundation Inc. di New York.*

Canestrelli Leonardo (direttore). — *Contributi,* Istituto Nazionale di Psicologia del consiglio Nazionale delle Ricerche, Tip. Fratini, Roma, 1950-1952.

Diez Alonso. — *Réflexions sur l'esprit de plaisanterie et l'esprit de sérieux.* Lausanne, A. Diez, 1953.

Fréchet M. — *Un problème psychologique sur les probabilités subjectives irrationnelles,* « Journal de Psychologie normale et pathologique », Oct.-Déc. 1954.

Guilford J. P. — *Psychometric methods.* Second edition, McGraw-Hill Series in « Psychology », London, McGraw-Hill, Publ. Co. Ltd, 1954.

Guttman Louis. — *A note on Sir Cyril Burt's « Factorial analysis of qualitative data »,* Repr. from : « The British Journal of Psychology Statistical Section », vol. VI, part I, 1953.

Id. Id. — *Image theory for the structure of quantitative variates,* « Psychometrika », vol. 18, n. 4, december 1953.

Id. Id. — *Multiple group methods for common-factor analysis : their basis computation, and interpretation,* « Psychometrika », vol. 17, No 2, June 1952.

Id. Id. — *Relibility formulas that do not assume experimental independence,* « Pshometrika », vol. 18, No 3, september 1953.

Jersild Arthur T. — *Child Psychology.* Fourth edition., New York, Prentice-Hall, Inc., 1954.

King A. John and Gurney L. Nancy. — *Effect of Early Social experience on Adult Aggressive Behavior in C C55BL/10 Mice,* Reprinted from the « Journal of Comparative and Physiological Psychology », vol. 47, No 4, August 1954, Printed in U.S.A.

Lhotsky Jaromir. — *Der Begriff « Prägung », in der vergleichend-analytischen Psychologie.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...,* 6 Heft, I Teil, 1955, pp. 57-67.

Lindzey Gardner. — *Handbook of social psychology.* Volume I. *Theory and Method.,* Cambridge, Mass., Addison-Wesley, Publ. Co., 1954.

Marotta Michele. — *Indagine su di un gruppo di giovani di leva nati negli anni* 1931 *e* 1932, *Analfabetismo semianalfabetismo ed esami psicometrici nel territorio del Distretto Militare di Cagliari,* Estr. da : « Scuola in Sardegna », n. 3.

Massucco Costa Angela. — *Problemi di Psicologia Sociale e del Lavoro nel I Congresso Nazionale di Psicologia Sociale,* da : « Homo Faber », Agosto 1954.

Michel Ernst. — *Sozialpsychologische Bemerkungen zur Frage der Prägung.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...,* 6 Heft I Teil, 1955, pp. 28-36.

Id. Id. — *Monograph The Feeling of Superiority and Anxiety, Superior The Ottawa Test-tube Survey on Status,* Copyright, Canada 1955.

Remits M. A., Ernest L. — *Monograph The Feeling of Superiority and Anxiety, Superior The Ottawa Test-tube Survey on Status,* Copyright, Canada 1955.

Rhine J. B. — *The Reach of the Mind,* « Penguin Book », Montreal 1954.

Roshwalb Irving, Vedi : Barlow Walter G., Roshwalb Irving. — *Scale analysis, the measurement of attitudes.*

Schepis Giovanni. — *Questioni di metodo in parapsicologia,* « Parapsicologia », n. 2, aprile-giugno 1955.

Scott J. P. and Marston Mary'Vesta. — *Nonadaptive Behavior Resulting From A Series of Defeats in Fighting Mice,* da : « The Journal of Abnormal and Social Psychology », vol. 48, n. 3, July 1953.

Scott J. P. and Charles Margaret. — *Some Problems of Heredity and Social Behavior,* da : « The Journal of General Psychology », 1953, No 48, pagg. 209-230.

Id. Id. — *Some Problems of Herendity and Social Behavior,* « The Journal og General Psycology », 1953, 48.

Thomson Godfrey H. — *The factorial analysis of human ability,* London, University of London Press, 1951.

Uppsala. — *Symposium on Psychological Factor Analysis* 17-19 *March* 1953. « Nordisk Psykologi's Monograph », Series No 3.

Volokitina M. N. — *Etudes sur la Psycologie des Elèves de la Première Classe Scolaire,* Traduit du russe par E. Evart-Chmielniski, Extrait de la Revue « Enfance », Janvier-Février, 1956.

QUESTIONI SESSUALI

Emde Boas (van), C. — *Die Sex Ratio in den Familien von männlichen Homosexuellen.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...,* 6 Heft, I Teil, 1955, pp. 110-114.

Id. Id. — *Libidoschwankungen wkhrend des mensuelles Zyklus.* Sta in : *Beitrkge zur Sexualforschung ...,* 7 Helft, II Teil, 1955 pp. 12-25.

Allwohn Adolf. — *Die religiösen Hemmungen der Sexualität.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...,* 6 Heft, I Teil, 1955, pp. 37-46.

Beitrage *zur Sexualforschung. Organ der Deutschen Gesellschaft für Sexualforschung herausgegeben von H. Bürger-Prinz und H. Giese.* 6 Heft - I. Teil ; 7 Heft - II. Teil, Stuttgart, F. Enke Verlag, 1955.

Bürger-Prinz H. — *Psychopatologie der Sexualität.* Sta in : *Giese, Hans (Herausgeber) Die Sexualität des Menschen.,* IV Lieferung, pp. 539-547.

Cochran G. William and Mosteller F. and Tukey John W. — *Statistical Problems of the Kinsey Report,* On Sexual Behavior in the « Human Male », The American Statistical Association, Washington, 1954.

Deussen J. — *Zum Begriff der Sexualität.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...,* 7 Heft, II Teil, 1955, pp. 1-7.

Dogs W. — *Möglichkeit und Methodik der Hypnosevehandlung bei Sexualstörungen.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...,* 7 Helft, II Teil, 1955, pp. 26-30.

Elert Reinhold. — *Störungen der Keimdrüsenfunktion beim Weibe.* Sta in : *Giese, Hans (Herausgeber), Die Sexualität des Menschen ...,* III-IV, Lieferung, pp. 447-473.

Friedemann A. — *Die Rolle der Prägung in der Homosexualität.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...,* 6 Heft, I Teil, 1955, pp. 68-79.

Giese Hans. — *Die Rolle der Gewohnheit.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforsching ...,* 6, Heft, I Teil, 1955, pp. 9-16.

Hasselmann C. M. — *Fachärztliche Bemerkungen zu aktuellen Rechtsfragen im neuen Gesetz zur Bekämpfung der Geschlechtskrankheiten vom 23 Juli* 1953. Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...,* 7 Heft, II Teil, 1955, pp. 50-61.

HESSE PETER G. — *Die Tätigkeit der Fürsorgerin auf dem Gebiete der Sexualerkrankungen.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...*, 7 Heft, II Teil, 1955, pp. 62-68.

KEMPE TH. — *Die Homophilen und die Gesellschaft, (Studien zur Männlichen Homosexualität)*, da : « Beiträge zur Sexualforschung », Heft 5.

LEWIS D. Sc. F. R. S. — *Sexual Incompatibility*, from : « Science Progress », No. 172, October 1955.

LEYHAUSEN PAUL. — *Uber die Wahl des Sexualpartners bei Tieren.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...*, 6 Heft, I Teil, 1955, pp. 47-56.

MAYER A. — *Die negativen Seiten der künstlichen Samenübertragung.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...*, 7 Heft, II Teil, 1955, pp. 31-45.

MATUSSEK PAUL. — *Funktionelle Sexualstörungen.* Sta in : *Giese, Hans (Herausgeber). Die Sexualitä des Menschen ..., III Lieferung*, pp. 374-416.

NABRINK G. — *Population problems family planning and sexual reform in the netherlands*, Netherlands Society for sexual reform, Stockholm, 1953.

NOWAKOWSKI H. — *Störungen der Keimdrüsenfunktion beim Manne.* Sta in : *Giese Hans (Herausgeber) Die Sexualität des Menschen ..., III Lieferung*, pp. 417-446.

ORTHNER H. — *Anatomie und Physiologie der Sexualstörungen.* Sta in : *Giese, Hans (Herausgeber), Die Sexualität des Menschen ..., III Lieferung*, pp. 307-373.

OVERZIER CLAUS. — *Die Intersexualität.* Sta in : *Giese Hans (Herausgeber), Die Sexualität des Menschen ..., IV Lieferung*, pp. 506-538.

REDHARDT REINHARD. — *Zur gleichgeschlechtlichen männlichen Prostitution. (Studien zur Männlichen Homosexualität)*, da : « Beiträge zur Sexualforschung », Heft 5.

SCHLEGEL WILLHART SIEGMAR. — *Konstitution und Umwelt in ihren Wirkungen auf die psychosexuelle Trievrichtung des Menschen.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...*, 6 Heft, I Teil, 1955, pp. 95-109.

SCHWOBEL GEORG. — *Gutachten und Gegengutachten über die Zurechnungsfähigkeit bei einem Homosexuellen im Verlauf einer Psychoanalyse.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ...*, 6 Heft, I Teil, 1955, pp. 80-94.

SIEVERTS RUDOLF, HARDWIG WERNER. — *Sittlichkeitsdelikte.* Sta in : *Giese Hans (Herausgeber), Die Sexualität des Menschen ..., IV Lieferung*, pp. 600-635.

STU TE H. — *Pubertas praecox.* Sta in : *Giese Hans (Herausgeber), Die Sexualität des Menschen ..., IV Lieferung*, pp. 474-505.

WAGNER K. — *Die gerichtsmedizinische Bedeutung der künstlichen Samenübertragung.* Sta in : *Beiträge zur Sexualforschung ..., 7 Heft II Teil*, 1955, pp. 46-49.

ZÜTT JURG. — *Sexualität, Sinnlichkeit und Prägung.* Sta in : *Beträge zur Sexualforschung ..., 6, Heft, I Teil*, 1955, pp. 1-9.

SCIENZE DELLE FINANZE E STATISTICA FINANZIARIA

AUSTRALIA - COMMONWEALTH BUREAU OF CENSUS AND STATISTICS. CANBERRA. — *The Australian balance of payments.* 1949-50 *to* 1953-54. By S. R. Carver Acting Commonwealth Statistician.

AUSTRALIA - COMMONWEALTH OF AUSTRALIA. — *National Income and expenditure* 1953-54.

Billeter E. — *Die Finanzen der Stadt Zürich* 1893-1952, Statistik der Stadt Zürich-Heft 63, Statistisches Amt der Stadt, Zürich 1955.

Brown H. P. — *Rental Value of Dwellings*, da : « Bulletin of the International Statistical Institute », vol. XXXIII, part. III.

Bjerve Jakob Petter. — *National Accounts and National Budget in Norway*, da : « Bulletin of the International Statistical Institute », vol. XXXIII, part. III.

Biavati Dante. — *Alcune ricerche in tema di evasione nella applicazione dell'imposta di famiglia a Bologna*, Estr. da : « Statistica », genn.-marzo 1955.

Bureau International de documentation fiscale. — *Rapport annuel sur* 1954, Du Directeur Hoorn Van J., Herengracht 196, Amsterdam 1954.

Cademo Giulio. — *Influenza delle variazioni di valore della moneta sul reddito*, Rilevazione contabile e fondo oscillazione valuta, « Rivista Italiana di Ragioneria », novembre-dicembre 1955, n. 11-12.

Cappa Paolo. — *Il « Deficit » cronico del bilancio dello Stato*, Pronunciato alla Camera dei Deputati nella seduta del 23 marzo 1956, Tipografia della Camera dei Deputati.

Commonwealth of Australia. — *National income and expenditure* 1954-55. Presented by the honorable sir Arthur Faddem K. C. M. G. ; M. P., for the information of honorable membres on the occasione of the Budget 1955-56, Government fo the Commonwealth by Arthur Gov. Printing Office Canberra, Australia 1955.

Hauser Philip M. and Leonard William R. — *Government Statistics for Business Use* (second edition) John Wiley and Sons. Inc. London 1956.

Livi Livio. — *De la distinction entre la richesse privée et la richesse publique et des problemes statistiques qui s'y rapportent*, da : « Bulletin of the International Statistical Institute », vol. XXXIII, part. III.

SCIENZE FISICHE

Alvarez-Castrillon y Bustelo M. — *Interpretacion de un sismograma*, « Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes de Barcelona », vol. XXXI, n. 16, Barcelona 1954.

Aznarez, Ibarz Josè. — *La teoria de los cuantos y el pensamento cientifico actual*, Barcelona 1954.

Broadbent S. R. — *A measure of dispersion applied to cosmic ray and other problems.*

Crosby H. Lamar jr. Vedi : Thomas of Bradwardine. *Thomas of Bradwardine his Tractatus de Proportionibus. Its Significance for the Development of Mathematical Physics.* Edited and Translated by H. Lamar Crosby, jr.

De Mattoni Glauco. — *Osservazioni del pianeta Marte durante l'opposizione dell'anno* 1952, « Memorie dell'Istituto Lombardo di scienze e lettere », vol. XXIV-XV della serie III fasc. III, Ulrico Hoepli, Milano 1955.

Fernández Alvarez Francisco. — *Las construcciones del porvenir.* (*Y : Discurso de contestacion por D. Francisco Planell Riera*), « Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes de Barcelona », vol. XXX n. 15, Barcelona 1954.

HALSEY M. RITA. — *A Comparison of Three Methods for Color Scaling*, Reprinted from : « Journal of the Optical Society of America », vol. 44, No 3, March 1954, Printed in U.S.A.

IPSEN GUNTHER. — *Erlosc hener Bergbau*, da : « Raumforschung und Raumordnung », Heft 3-4, 1954.

LEET, L. DON. — *Le grandi catastrofi naturali*, G. Einaudi, 1953.

RATCLIFFE J. A. — *Radio Astronomy*, da : « Smithsonian Report for 1952 », pages 179-184.

RAURICH SAS FIDEL-E. — *El Agua de Constitucion que pierden Algunos gluconatos A* 100° C., « Memorias de la Real Academia de Ciencias y artes de Barcelona », Tercera época, No 649, vol. XXXII, No 1, Barcelona, Julio 1955.

SCHWARTZ, DREW, Vedi, SWANSON, C. P., SCHWARTZ DREW. — *Effect of x-rays on chromatid aberrations in air and in nitrogen.*

SWANSON C. P., SCHWARTZ, DREW. — *Effect of x-rays on chromatid aberrations in air and in nitrogen*, Repr. from : « Proceedings of the National Academy of Sciences », vol. 39, n. 12, december 1953.

SWANN W. F. G. — *Engineering and Pure Science*, da : « Smithsonian Report for 1952 », pages 201-215.

THOMAS OF BRADWARDINE. — *Thomas of Bradwardine His Tractatus de Proportionibus. Its Significance for the Development of Mathematical Physics*. Edited and Translated by H. Lamar Crosby, jr., Madison, The University of Wisconsin Press, 1955.

VITTORIA EDUARDO, S. J. — *El Acetileno*, « Memorias de la Real Academia de Ciencias y artes de Barcelona », Tercera época No 648, vol. XXXI, N° 21, Barcelona, Junio 1955.

WILSON CURTIS and WILLIAM HEYTESBURY. — *Medieval Logic and the Rise of Mathematical Physics*. The University of Wisconsin Press, Madison 1956.

SOCIOLOGIA E SCIENZE SOCIALI

ACQUAVIVA S. S. — *Sociologia e linguaggio matematico*, Estr. dai Quaderni di Sociologia, n° 18, autunno 1955.

ID. ID. — *Un primo contributo alla Sociologia storico religiosa del Padovano*, Estratto da « Studia Patavina », I, 1956.

ANDERSON C. ARNOLD. — Vedi : DEASY LEILA CALHOUN - ANDERSON C. ARNOLD. — *Selectivity in the University....*

ID. ID. — *Inequalities in Schooling in the South*, reprinted for private circulation from the "American Journal of Sociology", vol. LX n° 6, may 1955, reprinted in U.S.A.

ID. ID. — *The need for a functional theory of social class*, repr. from : "Rural Sociology", vol. 19, n° 2, june 1954.

ANDERSON C. ARNOLD. — *Lifetime Inter-Occupational Mobility Patterns in Sweden*, reprint from Acta Sociologica, vol. I, fasc. 3, Copenhagen, 1956.

ANDERSON C. ARNOLD - BOWNAN MARY JEAN. — *The vanishing servant and the contemporany status system of the American South*, repr. from : "The American Journal of Sociology", vol. LIX, n° 3, november, 1953.

ANDERSON C. ARNOLD, Vedi : SCUDDER RICHARD, ANDERSON C. ARNOLD. — *Range of acquaintance and of repute as factors in prestige rating methods of studying social repr.* from : « Social Forces », vol. 32, n° 3, march 1954.

ANDERSON ARNOLD C. and SCHNAPER MIRIAM. — *School and Society in England Social Backgrounds of Oxford and Cambridge Students*, Annals of American Research Public Affairs Press.

ANTALOVSKY EUGEN. — *Sinn und Inhalt des Asylrechtes der Fluchtlinge* Aer-Awr, Generalversammlung Vaduz, Lichtenstein, 14-17 Aug., 1956.

BERTRAND SERRET RÉNÉ. — *Le mythe marxiste des « Classes »*, les Editions du Cèdre, Paris, 1953.

BARBANO FILIPPO. — *Montesquieu e la scienza della Società*, da : « Il Politico », nº 1, 1954.

ID. ID. — *La sociologia in Italia, oggi.* Saggio bibliografico, I, estr. da : « Il Politico », dicembre 1954.

ID. ID. — *Problemi e prospettive di sociologia della Religione*, da : « Il Politico » nº 1, 1954

ID. ID. — *Social Relations : Realtà e idea concetto e metodi di ricerca.* « Il Politico », anno XX, ne 2, 1955, Casa Editrice, Dott. A. Giuffré, Milano, 1955.

ID. ID. — *Teoria e ricerca nella Sociologia contemporanea*, introduzione al problema sociologico, Edizione definitiva, Dott. A. Giuffré, Editore, Milano, 1955.

BECK ROBERT. — *Grundformen Sozialen Verhaltens*, Ferdinand Enke Verlag, Stuttgard, 1954.

BERGONZINI LUCIANO. — *L'analfabetismo in Italia*, in : « Statistica », nº 3, anno XVI, luglio-settembre, 1956. Cappelli Editore, Bologna, 1956.

BERNARD L.L. — *La Sociologia en los Estados Unidos*, 1900-1950, Publicaciones de la Oficina de Ciencias Sociales, Monografias, 1º, Washington, 1952.

BERNSDORF W. — *Soziologie der Prostitution.* Sta in : GIESE HANS (Herausgeber). — *Die Sexualität des Menschen...*, IV Lieferung, pp. 548-599.

BIGATELLO SERGIO. — *La madre o il bambino* ? Istituto « La casa », Milano, 1955.

BOCCASSINO RENATO. — *La religione dei primitivi*, introduzione bibliografica, Estratto dal vol. I della storia delle religioni, 4ª edizione, Unione tipografico, editrice torinese, Torino.

BOETTCHER ERIK. — *Gerhard Mackenroth und seine Stellung zu den deutschen Sozialwissenschafter*, Weltwirtschaftliches Archiv, Zeitschrift des Instituts für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Harausgegeben von Dr. rer. pol. Fritz Baade, Band 75, Heft, 1, Hoiimann & Campe Verlag Hamburg, 1955.

BOSCH GERHARD. — *Fetischistisches Verhalten bei einem Kinde.* Zur Soziologie der niederen Sinne. Sta in : BEITRÄGE zur Sesualforschung... 6 Heft I Teil, 1955, pp. 17-27.

BOULARD FERNAND. — *Premiers itinéraires en sociologie religieuse. Préface de M. le Professeur Le Bras.* Paris, Les éditions ouvrières, Economie et humanisme, 1954.

BOWMAN MARY JEAN, Vedi : ANDERSON C. ARNOLD and BROWN JAMES C., and BOWMAN MAY JEAN. — *Intelligence and occupational mobility.*

ID. ID. — Vedi : ANDERSON C. ARNOLD and BOWMAN MARY JEAN. — *The vanishing servant and the contemporary status system of the American South.*

BRODERICK CARLFRED B., Vedi : ZIMMERMAN CARLE C., BRODERICK CARLFRED B. — *Nature and Role of Informal Family Groups.*

Brown F.A.C. — *The Social Psychology of Industry*, Human Relations in the Factory, Penguin Books, Middlesex.

Bureau International du Travail. — *Les populations Aborigénes*, Conditions de vie et de travail des populations autochtones des pays indépendants, Genéve, 1953.

Conference Internationale de Sociologie Religieuse. — *Sociologie religieuse sciences sociales*. Actes du IV° Congrès International. Préface du Professeur Gabriel Le Bras, introduction du chanoine J. Leclercq, les Editions Ouvrières Economie et humanisme, Paris, 1955.

Calhoun B. John. — *The Social Aspects of Population Dynamics*, reprinted from : "Journal of Mammology", vol. 33 n° 2 may 1952, printed in U.S.A.

Cauter T. and Downham J. S. — *The Communication of Ideas*, a Study of Contemporary Influences on Urban Life, The "Reader's Digest', Association Ltd By Chatto and Windus, London, 1954.

Centre National de la Recherche Scientifique. — *Sociologie Comparé de la Famille Contemporaine*, Colloques Internationaux du Centre National de la Recherche Scientifique, Editions du Centre National de la R.S., Paris, 1955.

Chombart De Lauwe P. — *La Vie Quotidienne des Familles Ouvrières*. Centre National de la Recherche Scientifique, Paris 1956.

Chodorov Frank. — *Source of Rights*, da : One Is a Crowd, and The Income Tax, New York, 1954.

Clement Pierre et Xydias Nelly. — *Vienne sur le Rhone*, La Ville et les Habitants, Situations et Attitudes, Sociologie d'une Cité Française, Librairie Armand Colin, Patis, 1955.

Coon S. Carleton. — *The History of Mann*, from the first Human to Primitive Culture and Beyond, Jonathan Cape, London, 1955.

Cornet Pierre. — *La Sociologie peut-elle s'incarner et la Politique se réhabiliter*, Institut International de Sociologie, XVI Congrès, Discours d'ouverture, Beaune, Bertrand, 1954.

Cottrell Leonard. — *Life under the Pharaohs*, Evans Brothers Ltd. London, 1955.

Croix Rouge Italienne, Section Autonome pour l'assistance Juridique aus Entragers A.G.I.U.S. — *Sept Ans d'activité*, Rome, 1952.

Dancy Arthur, Delanois Réné. — *Problèmes de relations humaines dans l'industrie*. Institut de Sociologie Solvay, Bruxelles, 1955.

Daniel Vera. — *Physical Principles in Human Cooperation*, da : "The Sociological Review", vol. XLIV°, Section Seven Year, 1952.

Deasy Leila, Calhoun, Anderson C. Arnold. — *Selectivity in the University*. A study of the influence of social status on enrollment. repr. from : "Journal of Higher Education", vol. XXIV, n° 3, march 1953.

Duchini Francesca. — *Scritti di sociologia e politica in onore di Luigi Sturzo*, Rivista internazionale di Scienze sociali, Milano, gennaio 1956, febbraio 1956.

Di Carlo Eugenio. — *Per l'insegnamento della Sociologia*, in « Sicilia del Popolo », 13 maggio 1956. Palermo, 13 maggio 1956.

Dickinson Robert E. — *The Population Problem of Southern Italy*. An Essay in Social Geography, Maxwell School series II. Syracuse University Press, Syracuse, 1955.

Dobzhansky Theodosius. — *Review of "The facts of Life"* By C,D, Darlington, Institute for the Study of Human Variation, Columbia University New York, 1954.

Dona Vincenzo. — *Premesse, Finalità, Attività Statuto e atto costitutivo* Unione Nazionale Consumatori.

Duncan Beverly, Vedi : Duncan Ootis Dudley, Duncan Beverly. — *A methodological analysis of segregation indexes.*

Duncan Beverly, Vedi : Duncan Otis Dudley, Duncan Beverly. — *Residential distribution and occupational stratification.*

Duncan Otis Dudley, Duncan Beverly. — *Residential distribution and occupational stratification,* repr. from : "The American Journal of Sociology", vol. LX, n. 5, march 1955.

Id. Id. - Id. Id. — *A methological analysis of segregation indexes.* repr. from : "American Sociological Review", vol. 20, nº 2, april 1955.

Duncan Otis Dudley. — *Urbanization and retail specialization,* repr. from : "Social Forces", vol. 30, nº 3, 1952.

Duncan Otis Dudley, Ohlin Lloyd E., Reiss Albert J. jr., Stanton Howard R. — *Formal devices for making selection decisions,* repr. from : "The American Journal of Sociology", Vol LVIII, nº 6, may 1953.

Dunn Albert L.M.D. — *Creative Destiny,* a philosophy of social organization for civilized man based, Copyrighted, november, 1953.

Durkheim Emile. — *Sociology and Philosophy,* Translated by D.F. Pocock, With an Introduction by J.G. Peri stiany, Cohen & West Lid, London, 1953.

Dvorin Eugene P. — *Racial Separation in South Africa.* Chicago (Ill). the University Chicago Press, 1952.

Edwards L. Allen. — *Statistical Methods for the Behavioral Sciences.* Rinehart & Co. Inc. New York, 1954.

Elliot Mabel A. — *Crime in modern society,* New York, Harpers & Brothers Publ. 1952.

Evolution as a Process. Edited by Julian Huxley, A.C. Hardy, E. B. Ford. London, Allen & Unwin Ltd, 1954.

Ferrarotto F. — *Sociologia e monopoli,* « Mondo Economico », anno X nº 37

Festinger Leon, Vedi : Hill John H., Festinger Leon, Witmer Helen L., Kahn Alfred J. — *Analyses of four Evaluative Studies in social works.*

Figueroa Herrera M. — *Psicologia y Criminologia,* Editorial Richardet Tucuman, Argentina, 1956.

Ford E.B. — Vedi : *Evolution as a Process.* Edited by Julian Huxley A.C. Hardy, E.B. Ford.

Fraga Iribarne Manuel. — *El poder como concepto sociologico y como base de la politica,* « Rivista Internacional de Sociologia », Madrid, 1954.

Frazier Franklin. — *Bourgeoisie noire,* Librairie Plon. Paris, 1955.

Gamble D. Sidney. — *Ting Hsien* "A North China Rural Community", Foreword by Y.C. James Yen Field work directed by Franklin Ching Han Lee, International Secretariat Institute of Pacific Relation, New York, 1954.

Gedda Luigi. — *Paesaggio del nostro prossimo.* Sta in : Fiera (La), letteraria, anno X, nº 8, 20 febbraio, 1955.

GOMEZ GUCHEA SERGIO. — *El pensamiento de Gurvitch en « La vocation actual de la Sociologia »*, Apartado de « Norte », Revista de Cultura superior.

GOVAERTS MARQUES PEREIRA, France. — *Curso de Sociologia preferido na Escola Superior Colonial*, Gabinete de Estudos Ultramarinos, Centro Universirario de Lisboa, 1954.

GERMANI GINO. — *Estructura social de la Argentina*, Editorial Raigal, Buenos Aires, 1955.

GRAZIA RESI BRUNO. — *Considerazioni sulla ricreazione sociale*. « Rivista Internazionale di Scienze Sociali », Milano, novembre-dicembre, 1955.

GUAL VILLALBI D. PEDRO. — *Crisis de la Intelectualidad frente a los problemas de la Sociedad actual*, Ateneo Barcelonés, Curso de 1952-1953.

GUERRERO ZULETA PEDRO. — *Los factores psicologicos y Sociales en la medicina moderna*. Sociedad Chilena de Sociologia, Boletin, dicembre, 1954, nº 6, Santiago, dicembre de 1954.

GUGGENHEIM WILLY. — *Zur Soziologie der Einwanderung nach Israel. Abhandlung zur Erlangung der Doktorwärde der Philosophischen Fakultät I der Universität Zürich*. Zürich, Ostheim Ag., 1954.

GUILBERT M. and JAMATI V. ISAMBERT. — *Travail Feminin et Travail a Domicile*. Centre National de la Recherche Scientifique, Paris, 1956.

GUTTMAN LOUIS. — *An outline of some new methodology for social research*.

HUNT F. ELGIN. — *Social Sciences*, An Introduction to the Study of Society, With Chapters by Hill N, Farr S.T., The MacMillan Company, New York, 1955.

ID. ID. — *Social Science*, an Introduction to the Study of Society, With Chapters by Norman Hill Thomas S. Farr. The MacMillan Company New York, 1950.

ID. ID. — *Social Science* With Chapters by Norman Hill and Thomas S. Farr, The MacMillan Company, New York, 1955.

HENRIQUES FERNANDO. — *Family and colour in Jamaica. With a Preface by Meyer Fortes*, London, Eyre & Spottiswoode, 1953.

HERRERA M. FIGUEROA. — *Sociologia y Derecho*, Editorial Richardet, Tucuman, 1955.

JACQUEMYNS G. — *Mode de vie des ouvriers* 1948-1949. *L'alimentation*. Bruxelles, Parc Léopold, 1954.

JORDAN G.W. and FISHER E,M. — *Self-Portrait of Youth or the Urban Adolescent*, William Heinemann Ltd, London, 1955.

KAHN ALFRED J., Vedi : HILL JOHN G., FESTINGER LEON, WITMER HELEN L. KAHN ALFRED J. — *Analyses of four Evaluative Studies in social works*.

KEFAUVER ESTES. — *Il gansterismo in America*, Ed. Giulio Einaudi, Torino, 1953.

KEMPE JOHN. — *A pilot survey of much marcle*. The Sociological Review "Journal of the Institute of Sociology", vol. XLI, section one, 1949. Ledbury, Herefordshire, The Le Play, Press, 1949.

KING A. JOHN. — *Closed Social Groups Among Domestic Dogs*, Procceedings of the American Philosophical Society, vol. 98, nº 5, Octobre, 1954. Printed in U.S.A.

KING A. JOHN and CONNON HELEN. — *Effects of Social relationships upon mortality in* C57BL/10 *mice*: Reprinted for private circulation from Physiological Zoölogy, vol. XXVIII, nº 3, July, 1955, Printed in U.S.A.

Istituto Italiano di Pubblicismo. — *Saggi e Studi di Pubblicista*, Seconda Terza e Quarta parte, Roma, 1954.

Id. Id. — *Saggi e Studi di Pubblicista*, V e VI serie, Roma, 1955.

Industrial Relations Institute. — *Your new social security benefits.*

Instituto de Investicaciones Sociales de la Universidad Nacional Autonoma de Mexico. — *Estudios Sociologicos* (*Sociologia de la Educacion*), Quarto Gongresso Nacional de Sociologia, 1953, Universidad Nacional Autonoma de Mexico, 1953.

Institut de Sociologie Solvay. — XXV *Semaine sociale universitaire sur la condition sociale de la femme*, du 17 au 22 octobre, 1955, Editions de l'Institut de Sociologie Solay Bruxelles, 1956.

Institut International des Civilisations Differentes. — *Développement d'une classe moyenne dans les pays tropicaux et sub-tropicaux*, Compte Rendu de la XXIX Session tenue à Londres du 13 au 16 septembre, 1955, Bruxelles, 1956.

Institut International de Sociologie. — *Actes du* XV *Congres International de Sociologie organisé à Istambul* 11-17 *Septembre* 1952 *au nom de l'Institut International de Sociologie...*, Vol. I, Vol. II Communications.

Interrelations between the social environment and psychiatric disorders. Papers presented at the 1952 Annual Conference of the Milbank Memorial Fund New York, Milbank Memorial Fund, 1953.

Ipsen G. — *Der Beitrag der Soziologie.* Sonderdruck aud Die geschichtliche Erforschung des rheinischwestfälischen Industriegebiets, Bericht über die Dortmunder Tagung am, 25-26-3-1954.

Ipsen Von Gunther. — *Soziologische Arbeiten.*

Id. Id. Vedi : Pfeil Elisabeth, Ipsen Gunther, Popitz Heinrich. — *Die Wohnwünsche der Bergarbeiter....*

Larsson Tage and Sjogren Toraten, vedi : Toraten Sjogren.

SOCIOLOGIA E SCIENZE SOCIALI

Larsson Tage and Sjogren T. — *A Methodological, Psychiatric and Statistical Study of a Large Swedish Rural Population*, Stockholm, 1954.

Larsson Tage, Sjogren Torsten. — *A methodological, psychiatric and statistical study of a large Swedish rural population*, « Acta psychiatrica et neurologica Scandinavica », Supplementum 89, Copenhagen 1954.

Leutenegger Max. — *Untersuchungen zur Soziologie der Grossstadt unter besonderer Berücksichtigung der Stadt Zürich.* Abhandlung zur Erlangung der Doktorwürde der Philosophischen Fakultat I der Universität Zürich, Zürich, Ostheim AG., 1954.

Lins Mario. — *The social frames of reference.*, « Paper presented at the XVI Congrès de l'Institut International de Sociologie », Beaune, France, Sept., 19-26, 1954.

Lins Mario. — *Integration of theory and research in sociology*, « Paper presented at the First Brazilian Congress of Sociology », Sâo Paulo, June 21-27, 1954.

Lippmann Walter. — *Public opinion.* Macmillan, New York 1954.

Magnino Bianca. — *Sociologia*, Edit. Morcelliana, Brescia 1953.

Mayo Elton. — *The social problem of an Industrial Civilization*, Andover, Andover Press 1945.

MALZBERG BENJAMIN and LEE S. EVERETT. — *Migration and Mental Disease A study of First Admissions to Hospitals for Mental Disease,* New Yok 1939-1941, Social Science Research Council, New York 1956.

MERTON, ROBERT K. — *Social Theory and Social Structure Toward the Codification of Theory and Research,* The Free Press of Glencoe, Illinoi.

MIRA GIUSEPPE. — *Contributo alla Conoscenza del tenore di vita delle classi sociali nel secolo XVI, (I salari dei funzionari del Comune di Como,* da : « Annali della Facoltà di Scienze Politiche ed Economia e Commercio », Università degli Studi di Perugia, Anno Accademico, 1952-1953.

MOORE E. WILBERT. — *Las Relaciones industriales y el orden Social,* Fondo de Cultura Economica, Mexico.

MULLER VALENTIN K. — *Sozialwissenschaft und Soziale Arbeit,* Nürnberger Abhandlunger zu den Wirtschafts-und Sozialwissenschaften, Heft 8, Duncker & Humblot, Berlin 1956.

MAYO ELTON. — *The human problems of an Industrial Civi'ization,* Cambridge, Murray Printing Co., 1946.

MCBAIN HUGHSTON M. — *The both-sides idea (C'ippings of Note),* Irvington-on-Uudson, N. Y., The Foundation for Economic Education, Inc., 1955.

MEYSELS THEODOR F. — *Ashkelon ald and new.* Published by « Public Relations Department of the Ashkelon Municipality Ashkelon », Copyright 1934.

MENENDEZ PILAD RAMON. — *La Nuova Edicion de las Obras de Bello,* Caracas 1954.

MENEZES DJACIR. — *Estudos de Sociologia e Economia,* Rio 1953.

MERTON ROBERT KING. — *Éléments de méthode sociologique,* Paris, Plon, 1953.

MONZON ARTURO. — *La Estructura Social de los Series,* da : « La Sociologia en Mexico », Año III, Tomo I, Febrero 1953, n. 12.

MORENO J. L. — *Die Grundlagen der Soziometrie. Wege zur Neuordnung der Gesellschaft,* Köln und Opladen. Westdeutscher Verlag, 1954.

MULLER VALENTIN KARL. — *Konfessionelle Unterschiede gesellschaftlicher Haltung,* Institut für empiriche Soziologie, Hannover, Bamberg.

NEPI ASBITE EZIO. — *Del libero movimento degli uomini nell'ambito dei Paesi interessati alla integrazione europea,* I Riunione Scientifica dell'Istituto Italiano di Studi della Protezione Sociale, 1954.

NIRCHIO GIUSEPPINA. — *Microsologia e Sociometria, Interpersonalismo del Moreno,* da : « Il Politico », Aprile 1954.

NOYON FARUK. — *Données fondamentales intéressant la construction d'habitations pour les réfugiés,* 1956.

OGBURN WILLIAM FIELDIN. — *Malthus and markets,* Estr. da : « Revue Internationale de Sociologie », Anno 1954, n. 1, F.lli Bocca Editori.

OLDANI LUIGI. — *Problemi amorali del fidanzamento,* Edit. « Istituto la Casa », Milano 1954.

OPITZ ADMUND A. — *The Lengthening Shadow of Goverrnment.* Irving-on-Hudson (New York), The Foundation for Economic Education 1954.

OSCAR E. COCCA. — *De la dimension social del hombre a la justicia reguladora del bien comun en la paxis estatal,* Imprenta de la Universidad Nacional de Cordoba (R. A.), Julio 1954.

PÉRIER PHILIPPE. — *Esquisse pour une enquête monographique sur la famille catalane*, Estr. da : « Les Études Sociales », n. 2, Année 1954, n. s., n. 26, Octobre 1954.

PÉRIER PHILIPPE. — *L'education familiale et l'Ecole de Le Play.*

Per un globale sfruttamento dei talenti umani a beneficio del progresso mondiale. Edito a cura delle Nazioni Unite.

PFEIL ELISABETH, IPSEN GUNTHER, POPITZ HEINRICH. — *Die Wohnwünsche der Bergarbeiter Soziologische Erhebung, Deutung und Kritik der Wohnvorstellungen eines Berufes*, Tübingen, J. C. B. Mohr (P. Siebeck), 1954.

POPITZ HEINRICH Vedi : PFEIL ELISEBETH IPSEN GUNTHER, POPITZ HEINRICH. — *Die Wohnwünsche der Bergarbeiter ...*

POVINA ALFREDO. — *Balance de la sociologia contemporanea. (Esquemas, Orientaciones, Figuras)*, Estr. da : « Revue International de Sociologie », Mar. 1954.

PARNES HERBERT S. — *Research on labor mobility. An Appraisal of Research Findings in the United States*, Bulletin 65-1954., New York, Social Science Research Council 1954.

POPESCU ORESTE. — *El pensamiento social y económico de Echeverria*, Editorial Americana, Buenos Aires 1954.

POVIÑA ALFREDO. — *Sociologia tomo primero, tomo segundo*, Assandri, Cordoba, 1954.

PRABHU NATH-PANDHARI. — *Hindu Social Organization (A study in Social Psychological and Ideological Foundations)*, Edit. Popular Book Depot. Bombay 1954.

PRAIS S. J. — *The Formal Theory of Social Mobility*, Reprint Series No. 101, This paper appeared in « Population Studies », vol. IX, No 1, July 1955, University of Cambridge Depart. of Applied Economics 1955.

PRAIS J. S. — *Measuring Social Mobility*, Reprint Series No. 97, University of Cambridge Department of Applied Economics, 1955, « Journal of the Royal Statistical Society », Cambridge 1955.

RAGUENET TERESA. — *Il bambino nella famiglia*, Istituto « La Casa », Milano 1955.

CARLOS M. RAMA. — *José Batlle y Ordonez y el Movimiento Obrero y Social en el Uruguay*, Montevideo 1956.

GOTTHOLD RHODE. — *Terminologie rum Fluchtlingsproblem (Vertriebeneproblem)*, Vaduz, Juni 1956.

RUMNEY JAY & MAIER J. — *Sociologia*, La scienza della Società, Colle, zioni di testi e di studi di Scienze Sociali, Casa Editrice Il Mulino-Bologna 1955.

SAITTA ACHILLE. — *Bambini Lupo nella Realtà e nella Leggenda*, da : « Maternità e Infanzia », aprile 1954.

SAUVY ALFRED. — *Le monde en main*, Genève, 1954.

SAUVY ALFRED. — *L'opinion publique*, « Que sais-je ? », le point des Connaissances Actuelles, Presse Universitaires de France Paris, 1956.

SCHELSKY HELMUT. — *Soziologie der Sexualität*, Uber die Beziehungen zwischen Geschlecht, Moral und Gesellschaft, Rowohlt Verlag, Hamburg 1955.

SCHELSKY HELMUT. — *Wandlungen der Deutschen Familie in der Gegenwart*, Dritte, durch einen Anhang erweiterte, Auflage, Ferdinand Enke Verlag, Stuttgart 1955.

Schmid F. Calvin and Maurice D. Van Arsdol Jr. — *Completed and Attempted Suicides : A Comparative analysis*, Reprint from : « American Sociological Review », vol. 20, N° 3, June 1955.

Schmitt Carl. — *Nehmen - Teilen - Weiden. Ein Versuch, die Grundfra gen jeder Sozialund Wirtschaftsordnung von Nomos her richtig zu stelle.* Estr. da : « Revue Internationale de Sociologie », Anno 1954, n. 1, F.lli Bocca Editori.

Scott J. P. — *Group formation determined by social behavior a comparative study of two Mammalian societies*, Reprinted from : « Sociometry », vol. VIII, No 1, Febraury 1945.

Scott J. P. — *The Magnification of Differences by A : Threshold*, Reprinted from : « Science », December 22 1954, vol. 100 No 2608.

Scott J. P., Fredericson Emil Fuller L. John. — *Experimental exploration of the critical period hypothesis*, Reprinted from : « Personality », vol. I, No 2, April 1951.

Scudder Richard, Anderson C. Arnold. — *Range of acquaintance and of repute as factors in prestige rating methods of studying social status*, Repr. from : « Social Forces », vol. 32, n. 3 March 1954.

Id. Id. Id. Id. — *Migration and vertical occupational mobility*, Repr. from : « American Sociological Review », vol. 19, No 3, June 1954.

Segura Francisco. — *Social Humanism*, New Times, New Ideas, Aleu & Domingo, Barcellona, Diciembre 1955.

Silbermann Alphons. — *La musique, la radio et l'auditeur*. Etude sociologique avec la collaboration du Centre d'Etudes Radiophoniques, Bibliothèque Internationale de Musicologie, Presses Universitaires de France, Paris 1954.

Smellie K. B. — *The British Way of Life*. William Heinemann Ltd., Londo 1955.

Sonnabend Enrico H. — *Costrizione e persuasione*, Estr. da : « Revue Internationale de Sociologie », Anno 1954, No 1, F.lli Bocca Editori.

Sorokin A. Pitirim. — *Fads and Foibles in Modern Sociology and Related Sciences*, Henry Regnery Company, Chicago 1956.

Id. Id. — *Forms And Techniques of Altruisti and Spiritual Growth*, Edit. The Beacon Press, Boston 1954.

Id. Id. — *The Ways and Powes of Lowe, Tybes, Factors, and Techniques of Moral Transformation*, Edit. The Beacon Press, Boston 1954.

Stanton Howard R., Vedi : Duncan, Otis Dudley, Ohlin Lloyd E., Reiss Albert J. jr., Stanton Howard R. — *Formal devices for making selection decisions*.

Steward H. Julian. — *Teoria y Practica del estudio de Areas*, Manuales Tecnicos II, Oficina de Ciencias Sociales Departamento de Asuntos Culturales, Unione Panamericana, Washington, D. C. 1955.

Stoetzel Jean. — *Without the chrysanthemum and the sword*, London, William Heinemann, Paris, Unesco, 1955.

Sweezy M. Paul Dobb Maurice, Takahashi H. K. Hilton Rodney and Hill Chistopher. — *The transition from feudalism to capitalism*, Science & Society, New York 1955, N. Y. 3.

Sweezy Paul M. — *The present as hystory*, Essays and Reviews on Capitalism and Socialism, New York, Montlhy Review Press, 1953.

Szyszman S. — *Qu'est ce que la Karaisme*», Reproduction photographique tirée de la Revue « Tsedek », No 3, Payes, 6-7, Paris, September 1955.

Id. Id. — *Communauté Karaite d'Istamboul*, Reprint from : « Vetus Testamentum », vol. VI No 3 1956, E. J. Brill, Leiden 1956.

Taft R. Donald. — *Criminology* (prime 22 pagine), The MacMillan Company, New York 1956.

Tercer Congreso Latino Americano de Sociologia, « Actas », Anales de la Universidad Central del Ecuador, Tomo LXXXV n. 340, 1956, Editorial Universitaria, Quito 1956.

Thurnwald Richard. — *Forschungsprinzipien und Umrisse meiner soziologischen Betrachtungsweise*, « Sociologus », Duncker & Humblot, Berlin 1955.

Trabucchi Cherubino. — *Parole chiare di un medico agli sposi*, « La Casa », Milano.

Tumin Melvin M. — *Caste in a peasant society. A case study in the dynamics of caste*. Princeton, New Yersey, Princeton University Press 1952.

Teaching (The) of the Social Sciences in the United States, Teaching in the : « Social Sciences », U.N.E.S.C.O., 1954.

Turhan Mumtaz. — *Die Bedeautung einiger faktoren fur den Kulturwandel*, « Kolner zeitschrift für soziologie und Sozialpsychologie », 8 Jahrgang, 1956 Heft 2.

Università degli Studi di Roma, *Facoltà di Scienze Statistiche*, — *Le relazioni Sociali nei servizi della Pubblica Amministrazione*, Roma 1954.

U.N.E.S.C.O. — *Les sciences sociales*, « U.N.E.S.C.O. et son programme », XII, Paris, C. Reisser's Söhne 1954.

Id. — *Bulletin International des Sciences Sociales*, « Les Techniques d'Evaluation », vol. VII, No 3, 1955, Revue Trimestrielle.

University College of Khartoum. — *Social and economic problems of the Middle East*. By Saad Ed Din Fawzi, Report of the 1953, Erkowit Study Camp.

Veiter Theodor. — *Osterreichischer Staatsvertrag Triester Abkommen und Asylrecht*, AER/AWR, Generalversammlung, Vaduz, Liechtenstein, 14-17 Aug. 1956.

Vernon P. E. — *The assessment of personality*, « The Advancement of Science », vol. IX, n. 34, sept. 1952.

Walton W. S., Vedi : Spence James, Walton W. S., Miller F. J. W., Court S. D. M. — *A thousand Families in Newcastle upon Tyne ...*

Werner Naf. — *Das Uberstaatliche in der Geschichte*, da : « Institut für Europaische Geschichte Mainz Vortrage », Bern 1954.

Wiener Norbert. — *The Human Use of Human Beings, Cybernetics and Society*, Eyre and Spottiswoode, London 1954.

Weatherwax Paul. — *Indian Corn in Old America*, The MacMillan Company, New York 1954.

Witmer Helen L., Vedi : Hill John G., Festinger Leon, Witmer Helen L., Kahn Alfred J. — *Analyses of four Evaluative Studies in social works*.

Williams Elizabeth and Scott J. P. — *The Development of Social Behavior Patterns in the Mouse, in relation to natural periods*, Reprint from : « Behaviour », vol. I, 1953, E. J. Brill, Leiden 1953.

WURZBACHER, GERHARD (HERAUSG). — *Das Dorf im Spannungsfeld industrieller Entwicklung*, Stuttgart, F. Enke, 1954.

ZIMMERMAN CARLE C., BRODERICK CARLFRED B. — *Nature and Role of Informal Family Groups*, Repr. from : « Marriage and Family Living », vol. XVI, No 2, May 1954.

ZIMMERMAN C. CARLE. — *Patterns of Social Change*. A Survey of the Main Ideas of the Greatest Sociologists, Annals of American Sociology Public Affairs Press, Washington 1956.

ADAMS JOE KENNEDY. — *Bisc Statistical Concepts*, McGra-Hill.

STATISTICA

BOGDANOV I. M. — *Statistica dell'istruzione scolastica* (in russo), Edizione Statistica dello Stato, Mosca 1954.

BOGDANOV I. M. — *Statistica della Cultura* (in russo). Edizione di Statistica dello Stato. Mosca 1955.

BOLDRINI MARCELLO. — *Neo-Umanesimo e Statistica*, Università degli Studi di Roma, Facoltà di Scienze Statistiche Demografiche e attuariali, Prolusione al corso di Statistica, Roma 3 maggio 1956.

CASTELLANO VITTORIO. — *L'Istituto di Statistica della Facoltà di scienze statistiche, Demografiche ed Attuariali dell'Università di Roma*, in « Statistica » Bologna, gennaio-marzo 1956.

CENTRAL STATISTICAL ORGANISATION CABINET SECRETARIAT, GOVERNMENT OF INDIA. — *Statistical abstract*, India 1951, 52, New Series No 3, Calcutta, Government of India Press 1954.

DICE R. LEE. — *Application of Statistical Methods to the Analysis of Ecologic Association Between Species of Birds*, « The American Midland Naturalist », vol. 39, No 1, January 1948, The University Press, Notre Dame, Ind.

EL F. KOURI. — *The International Statistical Education Centre Beirut*, Beirut, November 15-1955.

FEDERICI NORA. — *Età pubere, età della menopausa e durata del periodo fecondo*, Estr. da « Genus », vol. IX, 1951, Cisp, Roma 1951.

FERNANDEZ ALFREDO y FELIX BONSIGNORE JOSÈ y FITIBALDO JULIO. — *Los Censos agropecuarios nacionales de* 1946 *y* 1951, Comparacion con los censo Argentinos de 1947 y 1952) Cuaderno No 10, Universidad de la Republica Facultad de Ciencias economicas y de Administracion Instituto de estadistica, Montevideo 1955.

FINNEY D. J., Sc. D. *Statistical Method Biological Assay*, Charles Griffin and Co., Ltd. London 1952.

GERA GIOVANNI. — *Nozioni di Statistica*, (II Edizione), Ediz. Liberia Ricerche, Roma 1954.

HENON ROBERT. — *L'organisation du controle Statistique aux Etats-Unis*, Resultats d'une mission, Tirage à part du « Journal de Statistique », No Octobre-Novembre-Décembre 1954, Berger-Levrault, Editeurs 1954.

HILDRETH, CLIFFORD and JARREY F. — *A Statistical Study of Livestok*, Production and Marketing, Cowles Comission, Wiley, London 1955.

INCHIESTA *nazionale fra gli assistenti universitari*, « Bollettino della Doxa ».

ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA. — *Annuario di statistica agraria* 1954, Roma, A.B.E.T.E., 1954.

Id. Id. Id. — *Coefficienti per la trasformazione dei valori della lira dal* 1871 *al* 1952, Ist. Pol dello Stato, Roma 1954.

Id. Id. Id. — *Compendio Statistico Italiano*, 1954 Roma, Ist. Pol. dello Stato, 1954.

Id. Id. Id. — *L'attività dell'Istituto Centrale di Statistica nell'anno* 1953, Relazione del Direttore Generale Prof. Benedetto Barberi, Roma 1954.

Id. Id. Id. — *Rilevazione statistica sull'approvvigionamento idrico in Italia*. Volume I. Sistemi di approvvigionamento al 31 dicembre 1951, Roma, Soc. A.B.E.TE., 1954.

Id. Id. Id. — *Rilevazione statistica sulle fognature*. Situazione al 31 Dicembre 1951, Roma Soc. A.B.E.TE., 1954.

Id. Id. Id. — *Statistiche culturali*. Archivi, Accademie e Istituti di Cultura, Biblioteche, Serie I, vol. I, 1954, Roma, Soc. A.B.E.T.E., 1954.

Id. Id. Id. — *Statistica degli Istituti di Prevenzione e di Pena* 1938-1948, Roma, Soc. A.B.E.T.E., 1954.

Koyanagi K. — *Position of Statistics and Statisticians*, A Report Submitted to the 29th ISI Conference Rio de Janeiro, Tokyo, Japan 1955.

La Coordinacion Estadistica Nacional su necesidad, su aplicacion practical y la evaluacion de su eficacia, Reprinted from : « Estadistica », Journa, of the Inter American Statistical Institute, Marzo de 1954, vol. XII No 42.

L'Eltore Giovanni, Caranti E., Ceino, Marchiano' V. — *Statistica e sociologia sanitaria*, Roma 1956.

Lisman, J. H. C. — *La repartition des soldes du service des cheques et virements postaux en quelques Pays*, Tiré à part de : « Bulletin Soc. Belge de Statistique », 3me année, n. 2, déc. 1954.

L'Istituto e la Scuola di Statistica dell'Università di Bologna, S.T.E.R., Bologna.

Messaggero Statistico. — *Organo della direzione centrale di Statistica presso il Consiglio dei Ministri dell'U.R.S.S.*, Edito da Edizione Statistica dello Stato, Mosca 1954.

Murdock George P. (e altri). — *Guia, para la clasificacion de los datos culturales*, « Manuales Tecnicos I », Unione Panamericana, Washington, D. C. 1954.

Organisation Européenne de coopération Économique. — *Statistiques de base de l'alimentation et de l'agriculture*. Basic statistics of food and agriculture, Paris, O.E.C.E., 1954.

Pedroni Fernando. — *Appunti sulla organizzazione dei servizi statistici nazionali e delle statistiche internazionali*, Anno Accademico 1954-55. Università degli Studi di Roma, Facoltà di Scienze Statistiche, Demografiche ed Attuariali, Libreria Eredi Virgilio Veschi, Roma 1955.

Presindencia del Gobierno - Instituto nacional de Estadistica. — *Anuario estadistico de España*. Edicion manual, Madrid 1954.

Republique francaise - Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques. — *Annuaire Statistique de la France* 1952. Cinquanteneuvième volume, Nouvelle Série, No 1, Paris Presses Universitaires de France, 1953.

Rosenfeld F. — *Introduction à la statistique*. « Centre Africain d'Application de Statistique Agricole », F.A.O., Rome 1953.

SANDERSON H. FRED. — *Methods of crop Forecasting*, Harvard University Press Cambridge 1954.

SAVAGE LEONARD J. — *The Foundations of Statistics*, New York, London, J. Wiley & Sons, Ltc., Chapman & Hall, Ltd., 1954.

SEARLE F. W. — *Introduction to Statistics*, « African Training Centre for Agricultural Statistics », Rome F.A.O., 1953.

STANMEYER R. WILLIAM. — *A Survey of toothbrushing habits of young adults*, U.S. Naval Medical Research Laboratory, Submarine Base, New London, Conn., Vol. XIV, No. 10 Report No 270, 31 Oct. 1955, Naval Medical Research Laboratory For Official Use.

SUZDALTZEV H. IA. — *Statistica dei rapporti* (Breve riassunto) in russo., Edizione Statistica dello Stato, Mosca 1955.

TERRACINA FERNANDO. — *La variabilità di Stato delle terre* (un metodo per la sua rappresentazione e indagine), Estr. dal « Giornale del Genio Civile », fascicolo 4, aprile 1954, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma 1954.

THE DANISH STATISTICAL DEPARTMENT. — *Motor Vehicle transport* 1953 *and* 1954, Translation of « Statistiske Efterretninger », 1956, No 72, The Statistical Department, Copenhagen, March 1956.

UFFICIO PROVINCIALE DI STATISTICA - ISPETTORATO PROVINCIALE DELL'AGRICOLTURA FIRENZE. — Provincia di Firenze. *Prodotto netto dell'agricoltura* 1938-1949-1950, « Studi sul reddito nazionale promossi dall'Istituto Centrale di Statistica ».

VOSTRICOVOI A. M. (e altri). — *Teoria Statistica* (in russo), Edizione Statistica dello Stato, Mosca 1953.

STATISTICA DEMOGRAFICA

AMATO VITTORIO. — *Indagine sulle nascite plurime. La misura statistica della multiparità*, da : « Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica », vol. VII n.ri 2-3-4-, 1953.

VAN ARSDOL Jr., D. MAURICE MACCANNEL H. E. and SCHMID C. F. — *Mortality Trends in the State of Washington*, Washington State Census Board, Seattle 1955.

R. BACHI, B. GIL, H. MUHSAM, M. SICRON. — *Registration of population* 8-11-1948, part. A. Tows, villages and regions, The Central Bureau of Statistics Jerusalem, november 1955, (special series No 36).

Beitrage zur berechung des Osterreichischen volkseinkommens in den Jaren 1950, 1951, 1952 und 1953, Osterreichischen Statistischen Zentralamt

BOIARSRII A. JA e SEIUSCERIN P. P. — *Statistica demografica*, Edizioni Statistiche dello Stato, Mosca 1955.

BUREAU FÉDÉRAL DE STATISTIQUE SUISSE. — *Schweizerische Volkssterbetafeln*, Tables de mortalité de la population Suisse 1941-50 & 1948-53. Bern-1955.

CARRIER N. H., JEFFERY J. R. — *External migration*. A study of the available statistics 1915-1950. General Register Office, « Studies on medical and population subjects », No 6, London, Her Majesty's Stationery Office 1953.

COLOMBO BERNARDO. — *Intorno all'estrapolazione della dinamica della nuzialità*, Estr. da : « Statistica », Anno XIV, n. 4, Ottobre-Dicembre 1954.

De Cabezas Guibourdenche Marta. — *Análisis estadico de la población de Mendoza*, Tome III, Año 1954, Universidad Nacional de Cuyo, Mendoza 1955.

De Finetti Bruno. — *A Proposito di una ricerca sull'andamento della mortalità nelle età senili*, da : « Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica », vol. VII, n.ri 2-3-4, 1953.

Dr. Dusan Breznik. — *Natalitet i mortalitet prema vitalnoj statistici i popisima stanovnistva* 1921, 1931, 1948-53 godine, Jugoslovensko statisticko drustvo, IV Godisnji sastanak, Ljubjana, 14-16 Septembar 1956.

Jecklin H. — *Sur l'ajustement de tables de mortalitè à l'aide de moyennes aritmétiques* separata do boletim do « Instituto dos Actùarios Portugueses », n. 10.

Lyk Paul. — *Die Säuglingssterblichkeit in der Stadt Bern. Darstellung der Säuglingssterblichkeit Berns und kritische Bewertung der Ursachen ihres Rückganges*, Basel, Arnaud 1954.

Moser C. A. — *Recent developments in the sampling human populations in Great Britain*, No 49 in the reprint series of the research techniques unit-London School fo economics and Political Science, This paper appeared in the « Journal of the American Statistical Association », December 1955, vol. 50.

Nederland - Refugees Statistik, 1954.

Podiacix P. G. — *Censimento della popolazione dell'Unione Sovietica nell'anno* 1939 (in russo), « Metodologia e organizzazione dei titoli », Edizione Statistica dello Stato, Mosca 1953.

Republique Populaire Roumaine. — *Chiffres et aspects dans le domaine de la démographie et de la protection de la santé dans la R.P.R.*

Scardovi Italo. — *Ricerche sperimentali sulla densità della popolazione*, Estratto da « Statistica », n. 1, Anno 15°.

M. Sigron, B. Gil. — *Jewish Population by sex, age and country of birth* 1931-1954, Central Bureau of Statistics, Jerusalem, november 1955, (special series No 37).

Wolfenden Hugh H. — *Population Statistics and Their Compilation*, The University of Chicago Press, Chicago 1954.

Zarkovic Slobodan. *An Illustration of Some Characteristic Situations in the Application of the difference estimate*, Jugoslovensko Statisticko Drustvo III Godisnji Sastanak, Zagerb, 17-21 novembra 1955.

Zarkovic Slodan D-r. — *Census and Sampling Methods*, « Poseban Ostisak Iz., Statisticke Revije », br. 3-4.

Zarkovic S. S. — *Metod üzoraka*. Beograd, 1954.

Zarkovic S. S., Balaban V. — *Ispitivanje pismenosti. An Inquiry into the literacy*, Savezni Zavod za Statistiku, Studije i Analize 7, Beograd 1955.

Zarkovic S. S. — *Ocena Na Osnuvu Razlike*, Zavod Za Statistiku I Evidenciju N. R. Srbije, Serija A. Br. 2, Beograd 1953.

Zarcovic S. S. — *Popis Stanovnistva* 31 *Marta* 1953 *Rezultati Uzorka, Estimating Census Figures* (Savezni Zavod Za Statistiku I Evidencije, Studije I Analize I, Beograd, 14 Maja 1953.

Zarkovic S. S. — *Population Census Errors*, Savezni Zavod Za Statistiku I Evidenciju, Studije I Analize 3, Beograd, Mart 1954.

Zarkovic S. S. — *Sampling control of literacy data*, Repr. from : « Journal of the American Statistical Association », vol. 49, Sept. 1954.

ZARKOVIC S. S. — *Sampling Methods in the Yugoslav* 1953 *Census of Population*, Reprinted from : « Journal of the American Statistical Association », September 1955, vol. 50.

ZARKOVIC SLOBODAN. — *Some Comments on the Use of Sampling Methods in* 1953 *Census of Population*, Poseban Otisak « Statisticke Revieje », Br. 3-4.

ZARKOVIC D-r SLOBODAN. — *Some Remarks on the Coverage check in population Censuses*, Jugoslovensko Statisticko Drustvo, III Godisnji Sastanak, Zagreb 17-21 novembra 1955.

STATISTICA ECONOMICA

AITCHISON J. and BROWN J.A.C. — *A synthesis of Engel curve theory*, Reprint Series, nº 92, This paper appeared in The Review of Studies, vol. XXII nº 57, 1955, University of Cambridge Department of Applied Economics, 1955.

ALLEN R.G.D. and ELY EDWARD J. — *International Trade Statistics*. Ed. J. Wiley § Sons, Inc. New York, 1953.

BARTELS HILDEGARD. — *Zusammenstellung der Grundgedanken des Referats Wolkswirtschaftliche Gesamtrechungen als Instrument der Wirtschaftspolitik*. 25 Jahresversammlung der Deutscher Statistischen Gesellschaft 15-17 September, 1954, in Trier,

BELLETTINI ATHOS. — *Punti di vista sugli studi per campione del mercato del lavoro*, da : « Statistica ».

BUREAU FEDERAL DE STATISTIQUE. — *Recensement Fédéral des logements I Décembre* 1950, Statistiques de la Suisse, 277 fascicule, série Ka I, Berne, 1955.

CALABRESE MIANI D. e VANNUTELLI C. — Vedi : VANNUTELLI C.

D'IPPOLITO GIOVACCHINO. — *Valore aggiunto e margine lordo*, estratto dal vol. : « Atti del IV convegno di studi di statistica aziendale », Prato 8-9 novembre, 1955, Dott. A. Giuffré, editore, Milano, 1956.

HART P.E. and PRAIS S.J. — *A Statistical approach to the analysis of business concentration*, National Institute of economic and Social Research, september, 1955,

ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA. — *Classificazione delle attività economiche*, Roma, F. Failli, 1954.

ISTITUTO DI STATISTICA PADOVA. — *La Provincia di Treviso*, per G. Ferrari e M. Corazza. *La ricchezza privata del Veneto*, per G. Pietra, Collana di monografie sulla ricchezza privata delle provincie del Veneto, vol. VIIIº Edit. Cedam, Padova, 1954.

LE PRODUIT NATIONAL BRUT DE LA BELGIQUE 1948-1955. — *Supplément statistique à l'Economie belge et Comptabilité nationale*, Extrait de la : « Revue de l'Institut de Sociologie », 1955, nº4.

MEDIO BANCA. — *Indici e dati relativi ad investimenti in titoli quotati nelle borse italiane*, 1956, Milano.

MINISTERIO DE HACIENDA ECONOMICA Y PREVISOON SOCIALE, CORDOBA. — *Sintesis Estadistica del Quinquennio*, 1944-48.

MONOPOLI DI STATO. — *Statistiche sui consumi dei tabacchi nell'esercizio* Iº *Luglio* 1953, 30 *Giugno* 1954. Amministrazione Autonoma dei Monopoli di Stato. Roma, Baldazzi, 1954.

ORGENSTERN OSKAR. — *The Validity of International Gold Movement Statistics*. Special Papers in International Economics, nº 2, November 1955. International Finance Section. Department of Economics and Sociology, Princeton University, 1955.

NATIONS UNIES. — *Electrification Rurale*, vol. I. Nations Unies, Genève, septembre, 1956.

ID. ID. — *L'acier et les materiaux de remplacement*. Nations Unies, Genève, juillet, 1956.

ID. ID. — *Le marché européen de l'acier en* 1955. Nations Unies, Genève, juin, 1956.

ID. ID. — *Progrès accomplis et politiques suivies en matière de logment en Europe* 1955. Nations Unies, Genève août, 1956.

NICOLAS MARCEL. — *Wesen und Aufgabe der Statistik*. Wirtschaftswissenschaftliche Abhandlungen, Heft, I, Berlin, Duncker & Humblot, 1952.

ORGANISATION FOR EUROPEAN ECONOMIC COOPERATION. — *A Simplified System of National Accounts. National Accounts Research Unit*, 1951. Paris, P. Dupont, 1951.

ORGANISATION EUROPÉENNE DE COOPÉRATION ÉCONOMIQUE. — *Etudes sur la Comptabilité Nationale. Danemark. Groupe d'Etude du Revenu National*. Paris, O.E.C.E., 1951.

ORGANISATION FOR EUROPEAN ECONOMIC COOPERATION. — *Statistics of national product and expenditure* 1938, 1947 to 1952. Paris, O.E.C.E., 1954.

OSTERREICHISCHEN STATISTISCHEN ZENTRALAMT UND OSTERREICHISCHEN INSTITUT FUR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG. — *Beiträge zur Berechuugn des Osterreichischen Volkseinkommens in dem Jahre* 1950 *und* 1951, Forschungsstelle zur Aufstelleung Volkswirtschaftlicher Bilanzen, Wien, 1952.

ID. ID. — *Osterreichs Volkseinkommen im Jahre* 1952, Forschungsstelle zur Aufstellung Volkswirtschaftlicher Bilanzen, Wien, 1954.

ID. ID. — *Osterreichs Volkseinkommen im Jahre* 1953, Forschungsstelle zur Aufstellung Volkswirtschaftlicher Bilanzen, Wien, 1955.

PETROV A.I. — *Corso di Statistica Economica*, II Edizione (in russo), Edizione Statistica dello Stato, Mosca, 1954.

PFANZAGI JOHANN. — *Zur Geschichte der Theorie des Lebenshaltungskostenindizes*, Estr. : Statistischen Vierteljahresschrift, Band VIII, Jahrgang 1955, Heft, I, Manzche Verlags, und Universitäsbuchhandlung, Wien, 1955.

SAILER ROBERT. — *Contribution au calcul simplifié des pertes de potentiel-vie causées par l'avancement en âge de la population*. Estr. : « Revue suisse d'Economie politique et de Statistique », 91 année, fascicule 3, 1955 Ginèvre, 1955.

STERIOTIS P. I. — *La contraddizione dei numeri indici dei prezzi non circolari*, (in greco) Atene Libreria, S. Spyropoulos, 1954.

TAGLIACARNE GUGLIELMO. — *Calcolo del reddito del settore privato e della pubblica amministrazione nelle provincie e nelle regioni d'Italia nel* 1954, e indici di alcuni consumi e del risparmio bancario e postale, Estr. Da Monete e Credito, n. 31, Roma, 1955.

ID. ID. — *Variazioni territoriali dello stato economico fra il* 1938 *e il* 1952 *in Italia e in altri Paesi. Concrentamento o Perequazione* ?, Studi e monografie della Società Italiana di Economia Demografica e Statistica, nº 7, Roma, 1954.

Id. Id. — *Calcolo del reddito del settore privato e della pubblica amministrazione nelle provincie e reioni d'Italia nel* 1953 *e indici di alcuni consumi e del risparmio bancario e postale.* Estr. da : « Moneta e Credito », n. 26, 1954.

Telefoni in Italia dal 1881 *al* 1955. A cura dell'Ufficio Studi della TETI. Roma, 1955.

Titelbaum H. P. — *Statistica del Commercio Sovietico* (in russo), Edizione Statistica dello Stato, Mosca, 1955.

Tristano Angelo. — *Considerazioni sulla Relazione statistica,* 1954-55. « Rivista della Guardia di Finanza », Roma, luglio-agosto, 1956.

U.R.S.S. Accademia delle Scienze, Istituto di Economia. — *Saggi di storia della statistica nell'U.S.R.R.,* Edizioni Statistiche dello Stato, Mosca, 1955.

U.R.S.S. Direzione Centrale di Statistica, presso il Consiglio dei Ministri dell' U.R.S.S. — *Sui risultati dell'esecuzione del piano nazionale di sviluppo dell'economia nazionale dell'U.R.S.S. nell'anno* 1955, Edizioni Statali di Letteratura Politica, Mosca, 1956.

Vincelli Pietro. — *Economia e statistica della navigazione.* Estr. da : « Politica dei Trasporti », n. 10, anno IV, ottobre, 1954.

Winkler Wilhelm. — *Critical remarks on the measurement of technical productivity,* repr. from: Bulletin of the International Statistical Institute, vol. XXXIII, part III.

Id. Id. — *Older and newer ways of solving the index numbers problem.* 28 Session of the International Statistical Institute, Rome, 6-12, september, 1953, Rome, 1954.

Yocca Jose. — *Las Representaciones Gráficas de la Estadistica Comercial en la Publicidad,* Cordoba (Argentina), Impr. de la Universidad, 1948.

Id. Id. — *La Teoria de las Muestras Estadisticas, Aplicada a la Actividad Publicitaria y Comercial.* Cordoba, Argentina, Impr. de la Universidad, 1952.

STATISTICA INDUSTRIALE

Billeter Ernst P. — *Statistische Fabrikationskontrolle im Betrieb. Ihre Einführung und Durchfürung.*

Bolodarsrii L.M. — *Statistica industriale* (in russo), Edizione Statistica dello Stato, Mosca, 1954.

Bussi Carlo. — *L'Azienda privata e le relazioni statistiche ufficiali,* Relazioni generali, Terzo Convegno di studi di Statistica Aziendale Torino, 26-27, novembre, 1954, Tipografia Unione Arti Grafiche, Città di Castello, 1954.

Chiassino Giuseppe. — *Alcune previsioni riguardanti l'industria chimica italiane* « Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica », Roma, gennaio 1955, giugno 1955.

Cillov Haluk. — *Les Recensements Industriels en Turquie,* Extr. de la : « Revue de la Faculté des Sciences Economiques de l'Université d'Istanbul », vol. XIII, nº 1-4, Istanbul, 1954.

Coppola D'Anna Francesco. — *Questioni concettuali e pratiche nel rilievo del valore aggiunto nel settore Industriale.* Relazioni generali ; Terzo convegno di studi di statistica Aziendale, Torino, 26-27-XI-1954, Tipografia, Unione Arti Grafiche, Città di Castello, 1954.

De Finetti Bruno. — *Opportunità e limiti della utilizzazione collettiva di mezzi meccanografici.* Relazioni Generali ; Terzo Convegno di studi di Statistica Aziendale, Torino, 26-27-XI-1954, Tipografia Unione Arti Grafiche, Città di Castello, 1954.

D'ippolito Giovacchino. — *Questioni concettuali e pratiche nel rilievo del valore aggiunto nel settore industriale.* Intervento al III Convegno di Studi di Statistica Aziendale, Torino, 26-27, novembre, 1954, Estratto dagli Atti del 3° Conv. di Studi di Statistica Aziendale, CEDAM, Casa Editrice, Padova, 1955.

Eidelman M.P. — *Statistica delle forniture di materiale e tecniche* (in russo), con notizie fondamentali sull'organizzazione e la pianificazione, Edizione Statistica dello Stato, Mosca, 1953.

Henon R. — *Contribution Statistique aux méthodes de classification des finesses de la laine,* Bulletin de l'Institut textile de France, Paris, février, 1953.

Ieshov A.I. — *Statistica industriale,* II edizione (in russo), Edizione Statistica dello Stato, Mosca, 1954.

Liserre Guido O. — *La estadistica en la industria,* Tirada aparte del artículo aparecido en « Ciencia e Investigacion », año, 1953, n. 2

Mentha Gerald. — *Il control Statistico nella Industria.* Edit. F.lli Bocca, 1954.

Onida Pietro. — *Il sistema delle rilevazioni statistiche interne nelle Aziende di produzione,* Quarto convegno di studi di statistica aziendale, Cedam, Casa editrice, dott. Antonio Milani, Padova, 1956.

Ricossa Sergio. — *Alcuni problemi pratici di statistica aziendale.* — Unione industriale di Torino, Studi.

U.R.S.S. Istituto Statistico Economico di Mosca. — *Memorie metodologiche,* Alcune questioni di applicazione dei metodi statistici nell'industria. Edizioni Statistiche dello Stato, Mosca, 1953.

STATISTICA MATEMATICA

Amato Vittorio. — *Sulla distribuzione del coefficiente di correlazione parabolica d'ordine K calcolato per grandi campioni casuali estratti da un dato universo.* Giornale degli Economisti e Annali di Economia, Milano, marzo-aprile, 1955.

Barton D.E. — *Neyman's test of Goodness of fit when the null hypothesis is Compositive,* Paper read to the International, Congress of Mathematicians, 1954, (Propability and Statistics section,

Bennett J.H. — *Partitions in More than One Dimension,* reprinted from : "The Journal of the Royal Statistical Society", series B, vol. 18, n° 1, 1956, Printed for Private Circulation, 1956.

Blackwell David, Girshick M.A. — *Theory of games and statistical decisions.* New York, J. Wiley & Sons, 1954.

Castellani Maria. — *Lezioni di Statistica Matematica. La teoria dei campioni statistici.* Dispense raccolte a cura del Servizio Statistico Attuariale dell'Istituto Nazionale della Previdenza Sociale. Istituto Matematico dell'Universitá di Roma, anno Accademico, 1953-54.

Delaporte P. — *Sur une utilisation systematique de la statistique mathematique en alalyse factorielle.* Colloque Internàtional de Calcul des Probabilites et de Statistique Mayhematique, Lyon, 28 juin, 3, juillet.

FISHER RONALD. — *On a Test of Significance in Pearson's Biometica tables nº* 11. Reprinted form: "the Journal of the Royal Statistical Society" series B, vol. 18 nº 1, 1956. Printed for private circulation, 1956.

FISHER R.A. and FINNEY D.J. — *Experimental design and its statistical Basis*, Reprinted from. Heredity, vol. 10, part. 2 August, 1956, printed in Great Britain.

FORTUNATI PAOLO. — *Shema di graduazione, misure di variabilità e valori medi*, Estr. da: « Statistica », genn.-marzo, 1955.

GUMBEL E.J. — *Elementare Ableitung der Momente für die Zahl der Uberschreitungen* (Sonderdruck aus Mitteilungsblatt für mathematische Statiscik, Jahrg 6, Heft, 2.

ID. ID. — *Statistical Theory of Extreme Values and Some Practical Applications*, (National Bureau of Standards Applied Mathematics, series, 33) - Issued ,february 12, 1954.

ID. ID. — *The Maxima of the Mean Largest Value and of the Range* - (da: "The Annals of Mathematical Statistics" vol. 25, nº 1, march, 1954, pag. 76 a 84.

HARTLEY H.O. and PEARSON E.S. — Vedi: scheda Pearson E.S.

HOTELLING HAROLD. — *New Light on the Correlation Coefficient and Its Transforms* da: "Journal of the Royal Statistical Society", series B, vol. XVº, nº 2, 1953.

KENDALL M. G. — *Further contributions to the Theory of paired comparisons*, No 40 the Reprint Series of the divisions of Research ecc., This paper appeared in « Biometrics », vol. II, No I March 1955, London 1955.

LISERRE GUIDO O. — *La prueba de la hipótesis en un problema de ajustamiento*. Publ. en« Estocastica », año II, nº 3.

MAINLAND DONALD, HERRERA LEE, SUTCLIFFE I. MARION. — *Tables for use with Binomial sample*, Department of Medical Statistics, New York, 1956.

OLEKIEWICZ M. — *On Certain Improved estimates of the mean*, da: "Annales Universitatis Marie Curie Skodiwska, Lublin Polonia, Vol. V, 6, Sectio A. 1951.

ID. ID. — *Tables of Ecpected Values and Variances of Numbers of Runs in Randon Sequences with Probabilities of Exceeding Expected Values*, An Extended table of Student's-t-distribution for one-sided and tests of significance at 5 and 1% probability levels, (da: "Annales Universitatis Maria Curie-Sklodowska, Lubli-Polonia, Vol. V, 6 Srctio A. 1951, pag. 159-147).

SALVEMINI TOMMASO. — *Gli indici di connessione nel caso di variabili casuali normali e considerazioni sulla graduatoria tra indici di connessione e indici di concordanza*. Estr. (da: « Statistica », Genn.-Marzo, 1955.

ID. ID. — *L'indice quadratico di dissomiglianza tra distribuzioni guassiane* Estratto dagli Atti della XIV Riunione Scientifica, Roma, 1954, Società Italiana di Statistica, Arti Grafiche Panetto & Petrelli, Spoleto, 1955.

ID. ID. — *Prime ricerche sulla interpolazione grafica col metodo della curva cumulativa*, estratto dagli Atti della XIII Riunione Scientifica, Società Italiana di Statistica, Arti Grafiche, Panetto & Petrelli, Spoleto, 1955.

ID. ID. — *Società Italiana di Statistica*, Atti della Iº Riunione Scientifica, « Bollettino dell'Unione Matematica Italiana », Casa editrice Zanichelli Nicola, Bologna, febbraio-marzo, 1941.

SCHELLIN HERMANN. — *Statistische Modelle als Hilfsmittel der Naturbuschreibung* in Mitteilungsblatt fur Mathematische Statistik und ihre anwendungsgebiete, Physica Verlag, Würzburg.

SCHMETTERER LEOPOLD. — *Einführung in die mathematische Statistik*, Spinger Verlag, Wien, 1956.

STEFFENSEN J.F. — *Interpolation*, Edit. Chelsea, New York.

STUART A. — *The asymptotic relative efficiencies of testes and the derivatis of their power functions*, nº 45 in the reprint series of the, Research Techniques unit London School of economics and Political Science, This paper appeared in Skandinavisk Aktuarietidskrift, 1954.

SUNDRUM R.M. — *The Power of Wilcoxon's Two-sample Tess.* Reprinted from : "The Journal of the Royal Statistical Society" series B, vol. 15 Part. II, 1953.

Tables of Lagrangian Coefficients for Sexagesimal Interpolation, National Bureau of Standard Applied Statistical Mathematics, series. 35, Issued january, 4, 1954, Washington, 1954.

WALD A., DVORETZKY A., WOLFOWITZ J. - Vedi scheda DVORETZKY A. —

WALD A., DVORETZKYA., WOLFOWITZ J., Vedi scheda DVORETZKY A. —

WATSON G. S. — *Serial Correlation in Regression Analysis, I*, Reprint Series No. 103, « Biometrika », vol. 42 parts 3 and 4 December 1955, University of Cambridge Department of Applied Economics 1956.

WOLFOWITZ J. — *Estimation by the minimum distance method in nonparametric stochastic difference equations*, Repr, from : "The Annals of Mathematical Statistics", vol. 25, nº 2, june, 1954.

ID. ID. — *Generalization of the theorem of Glivenko-Cantelli*, Repr. from : "The Annals of Mathematical Statistics", vol. 25, nº 1, march, 1954.

WOLFOWITZ J. and WALD A. — Vedi scheda WALD A.

WOLFOWITZ J. CHUNG K.L. — Vedi scheda CHUNG K.L.

WOLFOWITZ J. and DVORETZKY A. — Vedi scheda DVORETZKY A.

WOLFOWITZ J. KIFER J., DVORETZKY A. — Vedi DVORETZKY A.

WOLFOWITZ J. and A. WALD. — Vedi scheda WALD A.

WOLFOWITZ J., WALD A., DVORETZKY A. — Vedi scheda DVORETZKY A.

ID. ID., ID. ID., ID. ID. — vedi scheda DVORETZKY J.

ZARCOVIC S.S. — *Completeness of Enumeration*, Savezni Zavod Za Statistiku I Evidenciju, Studije I Analize, 4, Beograd, May, 1954.

STATISTICA METODOLOGICA

ADAMS JOE KENNEDY. — *Basic Statistical Concepts.* McGraw-Hill Book Company, New York 1955.

AITCHISON J. — *On the distribution of a positive random variable having a discrete probability mass at the origin*, Reprint Series No 113, University of Cambridge Department of Applied Economics 1956.

AMATO VITTORIO. — *Confronto tra le varie ipotesi funzionali dell'analisi sequenziale*, Estratto dal fascicolo n. 1, 1956 de « L'Industria », Editrice l'Industria, Milano.

ID. ID. — *Indici di cograduazione e loro « significatività »*, « Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica », Roma, gennaio-giugno 1955.

ID. ID. — *Nozioni introduttive allo studio dell'analisi sequenziale di A. Wald*, « Studi di Economia e Statistica », Università di Catania, Anno accademico 1954-55.

Id. Id. — *Sulla distribuzione dell'indice di cograduazione del Gini.* Estr. da : « Statistica », Anno XIV, n. 3, luglio-settembre 1954.

Id. Id. — *Un criterio per la determinazione di indici di cograduazione tra serie statistiche con ripetizioni* da : « Statistica », Anno XIV gennaio-marzo 1954, n. 1.

Anderson Oskar. — *Probleme der statistischen methodenlehre in den sozialwissenschaften,* Einzelschriften der Deutschen Statistischen Gesellschaft, Würzburg, Physica-Verlag, 1954.

Anscombe, F. J., Page E. S. — *Sequential tests for binomial and exponential populations,* from : « Biometrika », vol. 41, Parts 1 and 2, June 1954.

Bell D. A. — *Statistical methods in electrical engineering,* London, Chapman & Hall Ltd., 1953.

Bellettini Athos. — *Delle relazioni fra alcune costanti statistiche e la curva di concentrazione,* da : « Statistica », Bologna, aprile-giugno 1954.

Id. Id. — *Di alcuni schemi generali di seriazioni massimanti,* Estr. da : « Statistica », Anno XIV, n. 3, luglio-settembre 1954.

Bose R. C., Clatworthy W. H., Shrikhande S. S. — *Tables of Partially Balanced Designs with two Associate Classes.* Institute of Statistics of the Consolidated University of North Carolina, Reprint Series No 50, Repr. from : « North Carolina Agricultural Experiment Station », Techn. Bull. n. 107.

Brambilla Francesco. — *I modelli esplorativi statistici e le ricerche di economia induttiva,* Estr. da : « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », N. S. Anno XIII, n. 5-6, maggio-giugno 1954.

Bross Irwin D. J. — *Design for decision.* New York, The Macmillan Company, 1954.

Brown A. C., Vedi : Aitkinson J., Brown A. C. — *An estimation problem in quantitative assay.*

Caranti Elio. — *Amici e nemici della Statistica,* Estratto dagli « Atti del III Convegno di Statistica Aziendale ».

Castellano V. — *Cours de Sondage, Théorie et Méthodes,* Centre de Démonstration de la Méthode des enquêtes Agricoles par sondages pour la Région Méditerranéenne, Ankara, Turquie Avril-juillet 1955, F.A.O., Rome 1955.

Id. Id. — *Contributo allo studio delle serie cicliche,* Estr. da : « Statistica », genn.-marzo 1955.

Id. Id. — *Sulle teorie della cosidetta inferenza statistica,* « Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica », Roma, gennaio-giugno 1955.

Castoldi Luigi. — *Serie e integrali di Fourier in statistica e in probabilità.* Varese, Milano, Isti. Edit. Cisalpino, 1953.

Clark Philip J. Vedi : Dice Lee R., Clark Philip J. — *The statistical concept of home range as applied to the recapture radius of the deermouse (Peromyscus).*

Clatworthy W. H., Vedi : Bose R. C., Clatworthy W. H., Shrikhande S. S. — *Tables of Partially Balanced Designs with Two Associate Classes.*

Colombo Bernardo. — *Intorno al metodo degli intervalli di confidenza ed alla teoria dei testi per ipotesi statistiche di J. Neyman ed E.S. Pearson,* da : « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », gennaio-febbraio, 1954.

Cox D. R. and Stuart A. — *Some Quick sign tests for trend in location and dispersion*, No. 41 in the Reprint Series of the division of Research ecc.... This paper appeared in « Biometrika », vol. 42, Parts I and 2 June 1955, London 1955.

Dayton Scott. — *A Manual of Problems in Statistics*, Henry Holt, New York 1955.

De Finetti Bruno. — *La Nozione di Evento*, da : « Atti del Congresso di Metodologia », Torino, 17-20 dicembre 1952.

Id. Id. — *Trasformazioni di numeri aleatori atte a far coincidere distribuzioni diverse*, da « Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari », Anno XVI, 1953.

De Floriani Walter. — *Esercizi e Complementi sulla Variabilità Statistica*, Parte Prima, Genova, Off. Graf. Briano 1954.

Durbin J. — *A note on regression when there is extraneous information about one of the coefficients*, Repr. from : « The Journal of American Statistical Association », December 1953, vol. 48.

Id. Id. — *Errors in Variables*, No 43 in the Reprint Series of the division of Research ecc... Reprint from the Review of the International Statistical Institute, London 1954.

Fieller E. C., Lewis T. and Pearson E. S. — *Correlated Random Normal Deviates*, Department of Statistics University of London, University College, Tracts for Computers Edited by E. S. Pearson, D. Sc. Cambride University Press, Cambridge 1955.

Fisher Ronald. — *Statistical Methods and Scientific Induction* Reprinted from the : « Journal of the Royal Statistical Society », Series B, vol. 17, No 1, 1955, University of Cambridge Department of Genetics.

Feron Robert. — *Information, Regression, Correlation*, These présentée a la Faculte des Sciences de l'Universite de Paris.

Fortunati Paolo. — *Schema di graduazione misure di variabilità e valori medi*, In « Statistica », n. 1, Anno XV, gennaio-febbraio 1955, Arti Grafiche F. Cappelli, Rocca San Casciano 1955.

Id. Id. — *Ancora sulle misure statistiche della variabilità con particolare riferimento all'indice di oscillazione*, da : « Statistica », Anno XIV, n. 1, gennaio-marzo 1954.

Foster F. G., Stuart A. — *Distribution-free tests in time-series based on the breaking of records*, Repr. from the : « Journal of the Royal Statistical Society », Series B, Methodological, vol. XVI, Part I, 1954.

Freudenthal A. M., D. Sc. and Gumbel E. J. — *Distribution Functions for the Prediction of Fatigue Life and Fatigue strength*, Session 3, Paper, 5. International Conference on Fatigue of Metals, Published by the Institution, London.

Fruchter Benjamin. — *Introduction to Factor Analysis*, The Van Nostrand Company, New York 1954.

Girshick M. A. Vedi : Blackwell David, Girshick M. A. — *Theory of games and statistical decisions*.

Goodman Leo A. and Kruskal H. W. — *Measures of Association for gross Classifications*, Reprinted from the « Journal of the American Statistical Association », December 1954, vol. 49.

Gumbel E. J. — *Applications of the circular normal distribution*, Repr. from : « The Journal of the American Statistical Association », vol. 49, June 1954.

GUMBEL EMIL J., and LIEBLEIN JULIUS. — *Some applications of extreme-value methods,* Repr. from : « The American Statistician », vol. 8, n. 4, December 1954.

GUMBEL E. J. and FREUDENTHAL A. M. — *Vedi scheda* Freudenthal A. M.

HANSEN MORRIS H., HURWITZ WILLIAM N., MADOW WILLIAM G. — *Sample Survey Methods and Theory.* Vol. I : Methods and applications. Vol. II : Theory., New York, J. Wiley & Sons. Inc. 1953.

HERDAN G. — *Small particle statistics. An Account of Statistical Method for the Investigation of Finely Divided Materials,* Amsterdam, Elsevier Publ. Co., 1953.

HERSUM ANITA C. and MCNAIR MALCON. — *Vedi scheda* MCNAIR MALCON. P.

HODGES J. L. Jr. — *The choice of inspection stringency in acceptance sampling by attributes,* Berkeley, Los Angeles, University of California Press 1949.

JARDIM GERMANO. — *Costos de los Censos en Diez Naciones Americanas,* Istituto Interamericano de Estadistica, Serie de Proyectos No 4, Maggio 1947, « Reimpresion de Estadistica », vol. 5. No 16, septiembre de 1947), Washington, D. C. U.S.A., 1947.

KELLERER HANS. — *Eine Verallgemeinerung des einfachen Urnenmodells und ihre Anwendung in der Stichprobentheorie,* Abdruck aus, Allgemeines Statistisches Archiv, Organ der Deutschen Statistischen Gesellschaft, 39 Band, 1955, Druck und Verlag Carl Gerber, München 1955.

KENDALL M. G. — *Note on bias in the estimation of autocorrelation and two problems in sets of meausurements,* No. 39 in the Reprint Series of the division of Research ecc... These papers appeared in « Biometrika », vol. 41, Parts 3 and 4, December 1954, London 1954.

ID. ID. — *The projected dictionary of statistical terms,* 28 Session of the International Statistical Institute, Rome, 1954.

—ID. ID. — *Exercises in theoretical Statistics. With Answers and Hint Solution,* London C. Griffin & 30., 1954.

KENDAL M. G., SUNDRUM R. M. — *Distribution-free methods and order properties,* Repr. from the : « Review of the International Statistical Institute », 3, 1953.

KOLLER SIEGFRIED. — *Zur Problematik des Statistischen Messens,* Thesen zu dem Referat vor Deutschen Statist. Gesellschaft in Essen am 29-11-1956, Deutsche Statistische Gesellschaft.

KRUSKAL WILLIAM H. and WALLIS ALLEN. — *Use of Ranks in One- Criterion Variance Analysis,* da : « Journal of the American Statistical Association », vol. 48, pp. 907-911, December 1953.

LANDENNA GIAMPIERO. — *La dissomiglianza,* « Statistica », Bologna, gennaio-marzo 1956.

LIEBLEIN JULIUS, Vedi : GUMBEL EMIL J., LIEBLEIN JULIUS. — *Some applications of extreme-value methods.*

LINDLEY D. V., MILLER J. P. C. — *Cambridge Elementary Statistical Tables,* Cambridge University Press, 1953.

LISERRE GUIDO O. — *Fundamentos estadisticos del control de la calidad.* Publ. en : « Estocastica », Año I, n. 2.

MILLER J. C. P., Vedi : LINDLEY D. V., MILLER J. C. P. — *Cambridge Elementary Statistical Tables.*

MILLS C. FREDERICK. — *Statistical Methods.* Henry Holt and Co., New York 1955.

MISES (VON) RICHARD. — *Wahrscheinlichkeit Statistik und Wahrheit,* Einführung in die neue Wahrscheinlichkeitslehre und ihre Anwendung, Dritte, neubearbeitete Auflage, Springer-Verlag, Wien 1951.

MOSER C. A., STUART A. — *An experimental study of quota sampling,* Reprinted from : « The Journal of the Royal Statistical Society », Series A (General), vol. 116, Part IV, 1953.

MUSTAFA BEGTIC. — *Klasifikacije kao uzrok deformacija statistickih obavestenja,* Jugoslovensko statisticko drustvo, IV Godisnji sastanak-Ljubljana, 14-16 septembar 1956.

MCNAIR MALCOLM P. and HERSUM C. — *The Case Method at the Harvard Business School,* Papers by Present and Past Members of the Faculty and Staff, McGraw-Hill Book Company, Inc. London 1954.

OHLIN LLLOYD E. Vedi : DUNCAN OTIS DUDLEY, OHLIN LLOYD E., REISS ALBERT J. Jr., STANTON HOWARD. — *Formal devices for making selection decisions.*

PAGE E. S., Vedi : ANSCOMBE F. J., PAGE E. S., *Sequential tests for binomial and exponential populations.*

PEARSON E. S. and HARTLEY H. O. — *Biometrika Tables for Statisticians,* vol. I, Cambridge University Press, Cambridge, 1954.

PEDRONI FERNANDO. — *Principi e applicazioni pratiche del controllo statistico della qualità,* Estratto dalla Rivista « Produttività », 1, 1956.

POMPILJ GIUSEPPE, NAPOLITANI DIEGO. — *Piano degli esperimenti ed elaborazione, probabilistica dei risultati con particolare riguardo alla sperimentazione in biologia,* Consiglio Nazionale delle Ricerche, Istituto Nazionale della Nutrizione, Suppl. a « La Ricerca Scientifica », Anno 24°, 1954.

POMPILJ GIUSEPPE. — *Su alcune applicazioni dei metodi di eliminazione nelle ricerche sperimentali,* Estr. da : « Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica », vol. VIII, n.ri, 1-2, gennaio-giugno 1954.

QUENOUILLE M. H., M. A., F. R. S. E. — *The Design and Analysis of Experiment,* Charles Griffin and Co., Ltd. London 1953.

SALVEMINI TOMMASO. — *Fondamenti razionali, schemi teorici e moderni aspetti delle relazioni tra due o più variabili,* Estratto dagli « Atti della XV Riunione Scientifica », Società Italiana di Statistica, Arti Grafiche Panetto & Petrelli, Spoleto 1955.

SCHMID F. CALVIN and MACCANNELL H. EARLE. — *Basic Problems, Techniques, and Theory of Isopleth Mapping,* Reprinted from the : « Journal of the American Statistical Association », March, 1955, vol. 50.

SCHMIDT K. O. — *Le hasard n'existe pas,* Les Dix Etapes de la Reussite, Ediz. Santoza, Genéve.

SHRIKHANDE S. S., Vedi : BOSE R. C., CLATWORTHY W. H., SHRIKHANDE, S. S. — *Tables of Partially Balanced,* Designs with Two Associate Classes.

SLOBODAN ZARKOVIC. — *Problem Kvaliteta Statistickih Podataka,* Jugoslovensko statisticko drustvo, IV, Godisnji sastanak, Ljubijana, 14-16 september 1956.

SMITH M. L. — *Experimental design and experimental errors of particle size determination.* Sta con : HERDAN, G. — *Small particle statistics...*

STRICKLER P., Vedi : JECKLIN H., STRICKLRT P. — *Wahrscheinlichkeitsteoretische Begründung mechanischer Ausgleichung und dern praktische Anwendung.*

STUART A. — *A Paradox in Statistical estimation,* N° 47 in the reprint series of the Research Techniques unit London School of Economics and Poltical Science, This paper appeared in « Biometrika », vol. 42 Parts 3 and 4, December 1955.

ID. — *A Simple presentation of Optimum Sampling Results,* No 44 in the Reprint Series of the division of Research ecc.... This paper appeared in the « Journal of the Royal Statistical », London 1954.

ID. ID. — *Asymptotic relative efficiencies of distribution-free tests of randomness against normal alternatives,* Repr. from the : « Journal of the American Statistical Association », vol. 49, 1954.

ID. ID. — *The correlation between variante-values and ranks in samples from a continuos distribution,* « The British Journal of Statistical Psychology », vol. VII, part. I, May 1954.

ID. ID. — *The correlation between variate-values and ranks in samples from a continuous distribution,* Repr. from the : « British Journal of Statistical Psychology », vol. 7, Part I, 1954.

ID. ID. — *Too good to be true?,* Reprinted from : « Applied Statistics », vol. III, n. 1, 1954.

ID. ID., Vedi : DURBIN J., STUART A. — *Callbacks and clustering in sample surveys : an experimental study.*

ID. ID., Vedi : MOSER C. A., STUART A. — *An experimental study of quota sampling.*

ID. ID., Vedi : FOSTER F. G., STUART A. — *Distribution-free tests in time-series based on the breaking of records.*

ID. ID., KENDALL M. G., DAVID A. — Vedi David S. T.

ID. ID., Vedi : DURBIN J., STUART A. — *An experimental comparison between coders,*

ID. ID. and DURBIN J. — Vedi Durbin J.

SUNDRUM R. M. — *Moments of the rank correlation coefficient Tau in the general case. A method of systematic sampling based on order properties,* from : « Biometrika », vol. 40, Parts 3 and 4, December 1953.

ID. ID. — *On Lehmann's two-sample test.,* Reprinted from : The Annals of Mathematical Statistics, vol. 25 n. 1 March 1954.

ID. ID. — Vedi : KENDALL M. G., SUNDRUM R. M. — *Distribution-free methods and order properties.*

TAMAGNINI EUSÉBIO. — *A heterogeneidade da variaçâo Análise da variância. Questões de método II.,* Coimbra, Casa Minerva, 1954, Separata da : « Revista de Facultade de Ciências de Universidade de Coimbra », vol. VI, n. 4.

UNITED NATIONS. — *Handbook of Vital Statistics Methods,* Studies in Methods Series F. No 7, Statistical Office of the United Nations, Department of Economic and Social Affairs, New York, April 1955.

U.R.S.S. ACCADEMIA DELLE SCIENZE. — *Memorie metodologiche di statistica,* Tomo I, Edizione dell'Accademia delle scienze dell'U.R.S.S., Mosca 1955.

VAJANI LUIGI. — *Gli scarti per differenza e gli scarti per rapporto in relazione ai metodi di quasi aderenza,* « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », Milano, marzo-aprile 1955.

VIANELLI LIVIO. — *Nuovi orizzonti della metodologia statistica,* Università degli Studi di Palermo, Estratto dall'« Annuario Accademico » 1955-56.

VIANELLI SILVIO. — *Metodologia statistica delle scienze agrarie,* Volume I, Edizione Agricole, Bologna 1954.

WINKLER WILHELM. — *Statistische Maβe, die ungleich messen,* Thesen zu dem Referat vor der Deutschen Statist. Gesellschaft in Essen am 29-11-1956, Duetsche Statistische Gesellschaft.

WOLFOWITZ J. — *Estimation of the components of stochastic structures,* Repr. from : « The Proceedings of the National Academy of Science », vol. 40, n. 7, July 1954.

STATISTICA SOCIALE

ANDERSON OSKAR. — *Verteilungsfreie (nicht parametrische) Testverfahen in den Sozialwissenschaften,* Abdruck aus Allgemeines Statistisches Archiv, Band 40 1956, Druck un Verlag Carl Gerber, München 1956.

AUTOMOBILE CLUB D'ITALIA - SERVIZIO STUDI E PROPAGANDA. — *Densità degli incidenti sulle strade statali,* 1953, Roma F. Failli, 1954.

ID. ID. — *Dodici mesi di incidenti stradali in Italia,* (secondo le elaborazioni dell'A.C.I.), Roma 1954.

BALABAN V. Vedi : ŽARKOVIC S. S., BALABAN V. — *Ispitivanje pismenosti. An Inquiry into the literacy.*

CARANTI ELIO. — *Sociologia e statistica delle elezioni italiane nel dopoguerra,* Roma Universale Studium 1954.

COCHRAN W. G. — *The role of a Statistical Society in the National system of Statistics,* Reprinted from : « Statistica », Journal of the Inter American Statistical Institute, Marzo de 1954, vol. XII, n. 42.

FRENCH DAVID G. — *An Approach to measuring results in social works,* New York, Columbia University Press, 1952.

GUMBEL EMIL J. — *Statistical Interpretation of Fatigue Life and fatigue strengths,* Reprinted from : « Transactions of the New York Academy of Sciences », Ser. II, vol. 18, No 4, February 1956.

HILL JOHN G., FESTINGER LEON, WITMER HELEN L., KAHN ALFRED J. — *Analyses of four Evaluative Studies in social works.* Sta in : FRENCH DAVID G. — *An Approach to measuring results in social works,* pp. 141-172.

ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA. — *Notizie statistiche riassuntive sulle condizioni demografiche economiche e sociali,* Italia 1955, Estratto dal « Compendio Statistico Italiano », 1956, Roma 1956.

KORNRUMPF M. — *Hauptantrage zum Feststellungsgesetz Stichtag* 30 *Juni etc,* Bayer Staatsministerium für arbeit und soziale fursorge, Landesausgleichsamt, Statistischer Inform., Dienst Munchen 1956.

ID. ID. — *Zur Lastenausgleichs, Statistik für Stichtag* 30-6-1956, Bayer, Staatsministerium für arbeit und soziale fürsorge, Landesausgleichsamt, Statist. Inform. Dienst München, 1956.

LANGELUTKE HANS. — *Zusammenstellung der Grundgedanken des Referats « Integrative Tendenzen in der Wirtschafts-und Sozialforschung und ihre Bedeutung für die Sozialstatistik »,* 25 Jahresversammlung der Deutschen Statistischen Gesellschaft 15-17 September 1954, in Trier.

LISERRE GUIDO O. — *Un estudio alrededor de la « distribución de student* Publ.en : « Estocastica », Año II, n. 3.

LORENZ CHARLOTTE. — *Forschungslehre der Sozialstatistik. Band I. Allgemeine Grundlegung and Anleitung*, Berlin, Duncker & Humblot 1951.

MARIANI ISODORO-FRANCO. — *Le fonti delle statistiche della disoccupazione*, Estratto da « Rassegna di statistica del lavoro », Anno V, n. 2, marzo-aprile 1953, Stabilimento Tipografico Failli F., Roma.

MIANI, CALABRESE DONATO. — *Un primo tentativo di misura della depressione protezionale di base nel Sud rispetto al Nord Italia*, I Riunione Scientifica dell'Istituto Italiano di Studi della Protezione Sociale, 1954.

MIROSLAV J. RASEVIC. — *Ispitivanje tacnosti podataka statistike osnovnih i osmogodisnjih skola*, Jugoslovensko statisticko drustvo, IV Godisnji sastanak, Ljubljana, 14-16 septembar 1956.

Statistical problems of the Kinsey report on Sexual Behavior in the Human Male, The American Statistical Association, Washington 1954.

UTTING J. G. and COLE DOROTHY. — *Sampling for social accounts : Some aspects of the Cambridgeshire survey*, Reprint Series No 93, University of Cambridge 1955.

WILLIAMS M., FAITH HANSON C. ALICE. — *Expenditure habits wage earners and clerical workers*, Bureau of Labor Statistics, United States Department of Labor, December 1939.

STORIA

BERNSTEIN M. (Librairie). — *Le Socialisme en France du XVI au XIX siècle*, Catalogue No 22, Issy Les Moulineaux.

CORSETTI ANGELO. — *Una raccolta di studi storici*, Miscellanea e Varietà.

GUAL VILLALBI D. PEDRO. — *La Historia en critico proceso de revision*, Ateneo Barcelonés, Curso de 1954-1955.

MINER HORAGE. — *The Primitive City of Timbuctoo*, Edit. Princenton University Press, 1953.

MONTES ANIBAL. — *Las Sierras de San Luis, Sus indigenas, sus conquistadores, y la leyenda de los Cesares*, Direccion General de Publicidad de la Universidad Nacional de Cordoba, Republica Argentina 1955.

PETTAZZONI RAFFAELE. — *Essays on the History of Religions*, E. J. Brill, Leiden 1954.

REINAGA CESAR AUGUSTO. — *La interpretacion economica de la historia*, Publ. en la : « Revista Universitaria », del Cuzco, Perù, 105, Cuzco (Perù), Editorial H. G. Rozas s. a. 1954.

SZYSZMAN S. — *Recueil Palestinien*, Reprint from : « Vetus Testamentum », vol. VI, No 1, 1956, E. J. Brill, Leiden 1956.

TEW BRIAN. — *Edith*, National Istitute of Economic & Social Research, London, Reprint series No 3. This paper appeared in « The Three Banck Review », No 26, London 1955.

VAN LIERDE, PIETRO CANISIO. — *Le persecuzioni della Chiesa di Cristo*, a cura del Banco di Roma.

ZAHN ERNEST F. J. — *Toynbee und das Problem der Geschichte. Eine Auseinandersetzung mit dem Evolutionismus*, Köln und Opladen, Westdeutscher, Verlag 1954.

VIAGGI

La Rue (de), E. Aubert. — *Deux ans aux Iles de la Désolation* (*Archipel de Kerguelen*), Collection Sciences et Voyages), Paris, R. Julliard 1954.

Magistrati Massimo. — *Aspetti e significati di un viaggio in Asia*, A cura del Banco di Roma, Roma 1956.

Mariotti A. — *L'enseignement du tourisme*, No. 15, Imprimerie Corbaz s.a. Montreux 1956.

Strauss L. Lewis. — *Navigatori italiani ed indigeni cordiali*, A cura del Banco di Roma, Roma 1956.

Szyszman S. — *Sur la Geniza du Caire*, Repr. from : « Vetus Testamentum », vol. III, n. 4, 1953.

Id. Id. — *Une visite au Caire*, Repr. from : « Vetus Testamentum », vol. IV, n. 2, 1954.

ZOOLOGIA

Anastasi Anne, Fuller J. L., Scott J. P. and Schmitt J. R. — *A Factor Analysis of the Performance of Dogs on Certain Learning Tests*, Reprinted from « Zoologica », Scientific Contributions of the New York Zoological Society, vol. 40, Part I May 14, 1955.

Evans Francis C. and Smith Frederick E. — *The Intrinsic rate of natural increase for the human louse, Pediculus Humanus* L., « The American Naturalist », vol. LXXXVI, No 830, September-October 1952.

Frisch K. v. — *Aus dem Leben der Bienen* Verständliche Wissenschaft, Springer-Verlag, Berlin 1953.

Gowen W. John. — *Selection of Appropriate Animal material for a Given Investigation*, reprinted from : « Animal Care Panel », Fourth Annual Meeting, December 1953 2-3, University of Chicago and Argonne, National Laboratory, Chicago.

Hollander W. F. — *Pidgeons in Research*, Journal Paper N° j-2686 of the Iowa Agricultural Experiment Station Ames, Iowa Project No 1125, 1954. Animal Care Panel.

Marcuzzi Giorgio. — *Fauna delle Dolomiti*, « Memorie », Classe di scienze matematiche e naturali, vol. XXXI, Istituto Veneto di Scienze, lettere ed arti, Venezia, Presso la sede dell'Istituto Veneto, Palazzo Loredan, Venezia 1956.

Piana G. — *Sulle turbe della crescenza di origine alimentare*, « Rivista di Zootecnica », Milano, settembre 1955.

Royce R. Joseph. — *A Factorial Study of E motionality in the Dog*, Psychological Monographs General Applied, Published by the « American Psychological Association », Inc.

Scott J. P. — *The Effects of Selection and Domestication Upon the Behavior of the Dog*, Extract from : « Journal of the National Cancer Institute », vol. 15 No 3 december 1954, U.S. Department of Health Education and Welfare, Public Health Service.

Scott J. P. and Fredericson Emil. — *The Causes of Fighting in mice and rats*, Reprinted for private circulation from : « Physiological Zoology », vol. XXIV, No 4 October 1951, Printed in U.S.A.

YOUNG and GOLDMAN. — *The Wolves of North America*, « The American Wildlife Institute », Washingto 1944.

WILLIAMS ELIZABETH and SCOTT J. P. — *The Development of Social Behavior Patterns in the Mouse, in Relation to natural periods*, Reprint from : « Behaviour », vol IV, 1, 1953, E. J. Brill, Leiden 1953.

VARIE

ADAMS ROGER. — *Man's Synthetic* (*Future*, da : "The Smithsonian Report" for 1952, pages, 217-231), Washington, 1953.

AKADEMIE FUR RAUMFORSCHUNG UND LANDESPLANUNG. — *Forschungs und Sitzungsberichte Band II*, 1951 Wirksame Landschaftsftlege durch wissenc haftliche Forschung, Band III°, 1952, Raum und Wirtschaft, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung Gemeindetypisierung, Herausgegeben von Kurt Bruning Arbeitsbericht, 1953, Edit. Walter Dorn Verlag, Bremen, Horn.

AVSI SRGE. — *Sur une question posée par d'Alembert.* Extr. du : « Bulletin de l'Académie Royale de Belgique », classe des Sciences, 5, série, tome XXXVII, séance du 13, octobre 1951.

AIR HYGIENE COMMITTEE. — *Air Disinfection with Ultra-violet Irradiation Its Effect on Illness among School-children*, London, Her Majesty's Stationery, Office, 1954.

BARCLAY GEORGE W. — *Colonial Development in Taiwan*, Princeton University Press, Princeton, 1954.

BELLOWS A.T. and KAHN H.A. — vedi : KAHM HAROLD A. —

BETTI EMILIO. — *Teoria generale della interpretazione*, vol. I, vol. II, Istituto di teoria della interpretazione presso le Università di Roma e di Camerino, Dott. A. Giuffré, Edirore, Milano, 1955.

BO GIORGIO. — *Filippo Vaselli. Discorso detto il 23 gennaio 1956 nell'Aula Magna della Università*, Parole introduttive del Prof. Salvatore Satta, Università di Genova, Tip. A. Pesce, Genova.

CABOT L. BRIGGS. — *The stone age Races of Northwest Africa.* American School of Prehistoric Research peabody Museum Harvard University, Bulletin n° 18, Published with the Aid of the Gardiner Fund, Edited by Hugh Hencken, Published by the Museum Cambridge, 1955.

CANTALAMESSA NINO. — *Cacciatori si diventa*, Gherardo Casini Editore, Roma, 1956.

CASARI MARIO et SANT'AMBROGIO L. — vedi SANT'AMBROGIO LUIGI.

CAUTER T. and DOWNHAM J.S. — *The Communication of Ideas*, a Study of Contemporary Influences on Urban Life, The Reader's Digest Association.

COLOM G. — *Los Foraminiferos del burdigaliense de Mallorca*, Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes de Barcelona, vol. XXXII, n° 5, Barcelona, 1956.

COPPINI MARIO ALBERTO. — *Costo ed efficenza di un regime di sicurezza sociale*, estratto dalla Rivista « I Problemi del Servizio sociale », anno XI n° 4, luglio-agosto, 1956, Istituto Nazionale per l'Assicurazione contro le malattie, Roma, 1956.

ID. ID. — *Nuove indagini sul costo dell'assistenza sanitaria in relazione al sesso ed all'etá degli assistiti*, (Estr. da : «I Problemi del Servizio Sociale », anno IX, n° 3, maggio-giugno, 1954).

DANDEKAR V.M. and IRAWATI KARVE. — vedi : IRAWATI KARVE.

DAVIES ELLIN W., MORGAN T.B., DAVIES R.O. — Vedi scheda : DAVIES R.O.

DE MONTICELLI ROBERTO. — *Aspettano solo le cavallette*, in « Epoca », 22 maggio, 1955, anno VI, nº 242, Casa Editrice Mondadori.

DUBLIN LOUIS I. — *Publications and addresses* 1903 *to* 1952.

EVANS F.C., CLARK P.J. and BRAND R.H. — *Estimation of the number of species present on a given area.* Reprinted from : "Ecology", vol. 36, nº 2, april, 1955.

F.I.C.E., Féderation Internationale des Communautés d'Enfants. — *Etudes Pédagogiques*, L'Institut Médico, Pédagogique de la Mayotte, nº 2, Publié avec le concours Financier de l'Unesco.

GERMOZZI MANLIO. — *Primo convegno internazionale Mediterraneo della stampa tecnica dell'artigianato della moda e del turismo.* (Centro Mediterraneo della moda e dell'artigianato, Palazzo dei Congressi dela Mostra d'Oltre mare, Napoli, 1955).

GHISLANZONI ETTORE. — *Note sulla struttura della palafitta di Ledro e di altre stazioni lacustri dell'Italia*, Memorie dell'Istituto Lombardo di scienze e lettere, vol. XXV-XVI della serie III, fasc. IV, Ulrico Hoepli, Milano, 1955.

GREGGIO GIUSEPPE. — *Congo. Bianchi e Neri : ultimo duello*, « Le Missioni », Venezia, 1955.

HARDWING WERNER. — Vedi : SIEVERTS RUDOLF, HARDWIG WERNER *Sittlichkeitsdelikte.*

HUNTER FLOYD. — *Community Power Structure, A study of Decision Makers.* Chapel-Hill, The University of North Carolina Press, Copyright, 1953,

ITANO HARVEY A., NEEL JAMES V. and LAWRENCE JOHN S. — vedi scheda LAWRENCE JOHN S.

KELLERER HANS. — *Italienische Kongress für Betriebsstatistik*, Abdruck aus Allegemeines Statistisches Archiv, Organ der Deutschen Gesellschaft 39 Band, 1955, Druck und Verlag Carl Gerber, München, 1955.

KIVELIOVITCH M. et VIALAR J. — *Etude statistique des séries chronologiques* da : "Journal Scientifique de la Météorologie" octobre-décembre, 1953.

KREBS H.A., BARTLEY W. and O'BRIEN R.J.P. — vedi scheda BARTLEY W.

LA PIRA GIORGIO. — *Non case, ma città isolotto, città satellite di Firenze.* Firenze, tip. L'Impronta, 1954.

LEV JOSEPH and WALKER HELEN M. — Vedi scheda WALKER HELEN M.

LYMAN SUSAN E. — *The face of New York, The city as it was and as it is. Photographs by Andreas Feininger...*, New York, Crown Publisers, Inc., 1954.

MARSTON MARY'VESTA and SCOTT J. P. — *Vedi schedina Scott. J. P.*

MARTIN T. WALTER — *The Rural-Urban Fringe.* A study of Adjustment to Resedence Location. University of Oregon, Eugene, Oregon, Preinted at the University Press, 1953.

MASON PHILIP. — *An Essay on racial tension*, London New York, Royal Institute of International Affairs, 1954.

MASON PHILIP. — *An Essay on Racial Tension*, Royal Institute of International Affairs, New York 1954.

MATHESON R. S. and GUPPY D. J. — *Vedi Guppy D. J.*

MILBANK MEMORIAL FUND 1905-1955. — *Proceedings of the Thirty-second Annual Dinner Meeting*, December 1, 1955, New York 1956.

MILLER F. J. W., Vedi : SPENCE JAMES, WALTON W. S., MILLER F. J. W., COURT S. D. M. — *A thousand Families in Newcastle upon Tyne ...*

MINISTERO DEGLI AFFARI ESTERI - Comitato per la documentazione dell'opera dell'Italia in Africa. — *L'Italia in Africa*, Volume primo : Il territorio e le popolazioni, Volume secondo : Le prime ricerche di una colonia e la esplorazione geografica politica ed economica, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma 1955.

MORGAN T. B., DAVIES R. O., DAVIES ELLIN W. — *Vedi scheda Davies R.O.*

PAIGE DEBORAH and ADLER S.. — *International Comparisons of Real product : an Approach by industry of origin*, Reprint Series No 107, This paper appeared in « Income and Wealth », Serie IV, (1955). University of Cambridge Department Applied Economics 1956.

PALU CUMELIA ANTONIO. — *Obtencion de rectificadores de selenio*, Barcelona 1955.

PAYNE C. L. — *The theory of genetical recombination : a general formulation for a certain class of intercept length distributions appropriate to the discussion of multiple linkage*, Reprinted without change of pagination from the : Proceedings of the Royal Society », B. vol. 144, 1956.

PEDRONI FERNANDO. — *L'Ufficio stampa Aziendale*, « Produttività », n. 7, Roma luglio 1955.

PETRILLI G. — *L'attuario e la sicurezza sociale*, « I problemi del Servizio Sociale », Roma, maggio-giugno 1956.

PETRILLI GIUSEPPE. — *Sicurezza Sociale e demografia*, Rivista degli Infortuni e delle malattie professionali, Roma, Nov-Dic., 1955.

POUZYNA I. V. — *Etudes sur la Renaissance Italienne avec illustrations*, Librairie Marcel Galan, Boulogne-sur-Seine, 1956.

RICHMOND H. ANTHONY. — *The Colour Problem*, « A Study of Racial Relations », Penguin Books, London 1955.

RIESMAN DAVID, GLAZER DAVID, DANNEY REUEL. — *La folla solitaria*, Casa Editrice « Il Mulino », Bologna 1956.

REISS ALBERT J. Jr., Vedi : DUNCAN OTIS DUDLEY, OHLIN LLOYD E., REISS ALBERT J. Jr., STANTON HOWARD R. — *Formal devices for making selection decisions.*

SABIERS KARL. — *Astounding new Discoveries*, Numerics Unlimited, Toronto, Canada.

SEGRE BENIAMINO. — *I rapporti scientifici con l'Unione Sovietica*, Estratto dagli : « Atti del Consiglio Nazionale dell'Associazione Italia-U.R.S.S.).

SELIGMANN KURT. — *Lo specchio della magia*, Ed. Casini G., Roma 1951.

SGARRO FRANCESCO PAOLO. — *Aspetti dell'industria navalmeccanica in Italia*, Estr. da : « La Marina Mercantile », novembre 1954.

VALERANI LEONARDO. — *Alcune osservazioni circa l'epoca più favorevole per praticare la fecondazione artificiale durante il calore nelle bovine*, Estratto da « Zootecnica e Veterinaia », Anno 1950, Tip. M. Ponzio, Paravia 1950.

VANNUTELLI CESARE. — *Sulla metodologia degli indici degli Atti della Inchiesta Parlamentare sulla disoccupazione*, Estr. da : « Volume degli indici degli Atti della Commissione », Camera dei Deputati, Roma 1954.

WHITE MORTON. — *La rivolta contro il formalismo*, Casa Editrice « Il Mulino », Bologna 1956.

WILLET F. J. and PATERSON T. T. — *Vedi Paterson T. T.*